



Groupe Opérationnel 4

# Un état de l'art de la modélisation structurelle des bilans nationaux de l'insécurité routière

par

Marc Gaudry<sup>1,2</sup> et Matthieu de Lapparent<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Département de sciences économiques, Université de Montréal

<sup>2</sup>Département économie et sociologie des transports, INRETS

Lettre de Commande N° 07 MT E 010

Direction de la Recherche et de l'Animation Scientifique et Technique

## Résumé

Suite à un examen visuel de 155 années de données annuelles sur les victimes de la route en France, nous montrons que l'analyse des bilans nationaux doit porter non seulement sur les changements de niveaux mais aussi sur les changements de tendance des divers indicateurs et nous caractérisons les deux principales familles de modèles explicatifs éprouvées qui doivent servir à ces fins. Dans les deux cas, il s'agit de modélisations multifactorielles des indicateurs où les variables expliquées sont reliées à leurs causes multiples à l'aide des méthodes statistiques de l'économétrie.

Ces deux principales coulées traditionnelles de travaux sont identifiées par des différences fondamentales entre les données et les distributions qui les décrivent : les accidents sont bien des aléas involontaires, mais il faut pour les décrire des distributions distinctes adaptées, voire prévisibles, dont les tendances centrales, ou même les moments d'ordre supérieur comme leur variabilité et leur asymétrie, sont susceptibles d'explications multifactorielles, les seules retenues ici.

Nous isolons donc les articles fondateurs de chaque tradition, Weber (1970) pour les modèles de données individuelles et Smeed (1949) pour les modèles agrégés. Comme ces modèles initiaux s'intéressent à des indicateurs uniques (soit la probabilité d'accident pour les premiers et le nombre de tués pour le second) reliés à leurs déterminants par des méthodes de régression plutôt simples, leur enrichissement a été nécessaire à plusieurs égards. Nous décrivons les grandes lignes de cet enrichissement progressif en retenant comme charnière l'année 1984 du modèle agrégé DRAG-1, point tournant de la conceptualisation du problème selon Page (1997), qui porte à retenir quatre dimensions innovatrices principales. L'une d'entre elles, qui élargissait le problème en recherchant l'explication non seulement des tués mais aussi des blessés et des accidents matériels seulement, avait été déjà partiellement adoptée par Peltzman (1975) ; trois d'entre elles se retrouveront dix ans plus tard dans le modèle désagrégé le plus complet jamais formulé à ce jour, celui de Bolduc *et al.* (1993, 1994).

Ces quatre fils conducteurs pour la suite sont : (i) la décomposition des pertes (victimes ou dommages matériels) en composants d'exposition, de fréquence et de gravité et, par voie de conséquence, la formulation, pour chaque composant, d'un étage d'explication propre ; (ii) la structuration de l'ensemble du problème comme système d'équations simultanées comprenant, en plus de ces trois étages, un quatrième étage spécifique d'explication du comportement de conduite ; (iii) la prise en compte, à l'intérieur des quatre niveaux, de diverses couches ou sous catégories de gravité qui, entre elles et entre les niveaux, se comportent comme un système complet de demande et mettent en jeu substitutions et complémentarités ; (iv) l'usage généralisé, pour toutes les équations formulées, de formes mathématiques souples de type Box-Cox appliquées aux variables des régressions (tant dans les modèles de choix discret qu'agrégés). Ces formes sont alors déterminantes pour l'établissement des corrélations statistiques, dont elles dépendent elles-mêmes, et justifient en même temps la décomposition initiale en révélant une forme mathématique propre à chaque étage (exposition, fréquence, gravité).

Suite à un résumé de ces développements par tradition ou coulée de recherche, branches principales comprises, nous formulons quelques perspectives sur l'importance croissante (i) de ventiler par catégorie d'usagers les totaux nationaux expliqués par les modèles agrégés, (ii) d'agréger au niveau de la population nationale toute entière les analyses des comportements individuels (iii) de faire des prévisions. Nous pensons que l'enjeu des prévisions n'est pas celui de la « Vision Zéro », ou même celui d'un taux naturel d'insécurité routière difficile à définir, mais un enjeu beaucoup plus complexe : celui de l'espérance conditionnelle d'insécurité, ou de ce qu'on peut « attendre de mieux » comme performance du système.

**Mots-clés** : Bortkiewicz, Poissonien, Gaussien, Weber, Smeed, Page, Bolduc, Famille DRAG, modèles de choix discret, modèles agrégés, France, usagers de la route, région, réseau, vision zéro, taux naturel de victimes de la route, espérance conditionnelle d'insécurité routière.

**Table des matières**

1. L'intérêt pour les bilans nationaux de l'insécurité routière.....	1
A. La notion récente de bilan de l'insécurité routière.....	1
B. Peut-on comprendre ce qui semble aléatoire ?.....	1
C. La justice, ancienne sources des statistiques sur les accidents.....	1
D. Lente prise en compte des accidents dans la formulation des politiques.....	2
E. La notion d'accident et celle de crime.....	2
F. Le crime routier sans victime : une innovation en mal de reformulation.....	3
G. « Discrimination » et moments de l'occurrence d'accidents routiers.....	4
H. Établissement du caractère accidentel d'un décès et tradition judiciaire.....	4
I. Accidents de la route, actes terroristes et actes de guerre.....	5
2. L'idée d'accident ou d'aléa et les données à décrire et expliquer.....	6
2.1. Chevaux et modélisation individuelle naissante.....	6
A. Les chevaux et les accidents : vers un premier modèle discret.....	6
B. Le premier modèle explicatif de données individuelles en 1970.....	7
C. Le transport routier au 19 <sup>ème</sup> siècle et les accidents de la route.....	7
2.2. Hippomobile, automobile et naissance de la modélisation agrégée.....	8
A. Statistiques routières propres au 20 <sup>ème</sup> siècle.....	8
B. Erreurs d'observation et variance des échantillons.....	9
C. Un premier modèle agrégé en 1949.....	10
2.3. Les deux branches de la modélisation : individuelle et agrégée.....	13
2.4. Tendances longues à comprendre : 155 ans de données annuelles.....	14
A. On n'arrête pas le progrès.....	14
B. Effets différenciés des accidents sur les catégories de population.....	14
C. Constat de début de siècle.....	16
3. Peut-on y comprendre un peu plus ?.....	18
3.1. Perspective de santé publique.....	18
A. Agir efficacement sans comprendre ou savoir.....	18
B. Ni agir, ni comprendre : le nombre maximum de tués en 1972-1973.....	20
3.2. Sept difficultés.....	23
A. Innovations : décomposition et endogénéité, corrélation et substituabilité.....	23
i) Décomposition des sinistres par niveaux.....	24
ii) Structure d'endogénéité et cas particuliers de simultanéité.....	25
iii) Forme fonctionnelle souple et corrélation statistique.....	28
iv) Sous-catégories des niveaux : système de demande et substitution.....	29
B. Autres difficultés : multifactorialité, temporalité, données et agrégation.....	34
i) Multifactorialité : PIMCYA.....	34
ii) Temporalité.....	35
iii) Nature des données et agrégation.....	35
4. Les modèles agrégés : structure de la littérature.....	36
A. Les modèles d'un seul type de dommage dans une seule région.....	36
B. Les modèles de plusieurs types de dommages dans une région.....	37
C. Les modèles à multiples régions ou réseaux, avec ou sans pooling.....	39
5. Les modèles désagrégés: structure de la littérature.....	42

5.1. Demandes individuelles de transport, accidents et gravités .....	42
A. Analyse de l'exposition au risque .....	44
B. Analyse de la fréquence d'accident .....	45
C. Analyses jointes combinant exposition, fréquence et autres dimensions.....	46
D. Analyse spécifique de la gravité des accidents .....	47
E. Autres approches et problèmes non résolus .....	49
5.2. Du microscopique au macroscopique : comment agréger ? .....	50
5.3. Le réseau est-il l'avenir ? .....	51
A. Fréquence des accidents .....	51
B. Localisation des accidents .....	52
C. Intégration de l'insécurité dans l'évaluation des politiques de transport .....	53
6. Perspectives : ventilation, agrégation, prévision.....	55
A. Le chemin agrégé <i>top down</i> est multiple.....	55
i) Faut-il ventiler par catégorie d'utilisateur et comment? .....	55
ii) Le rez-de-réseau est-il la solution ?.....	60
iii) Ambiances : le milieu est-il la solution ?.....	61
iv) Du maximum de 1972-73 vers une constante ou un minimum?.....	62
B. Le chemin probabiliste <i>bottom up</i> est moins balisé .....	64
C. Modèles et prévision .....	65
i) Un cadre repris à des fins de prévision.....	65
ii) Les deux volets de la sagesse des nations.....	66
iii) Tendances, asymptotes et Vision Zéro.....	67
D. L'espérance conditionnelle du bilan routier : la division par 10 en France ?.....	70
i) Espérance du bilan routier et « marché politique » .....	71
ii) Les arcanes de la compensation individuelle .....	75
iii) L'économie, le transport et les accidents à court terme .....	77
iv) Le transport découplé de la croissance économique à moyen terme?.....	80
7. Références bibliographiques.....	86

## Liste des figures

Figure 1. Distribution de Poisson du nombre de cavaliers prussiens par corps d'armée tués par des ruades de leurs chevaux de 1875 à 1894.....	6
Figure 2. Tués sur la route par chevaux ou hippomobiles et par automobiles, France, 1854-19388	
Figure 3. Tués (à 30 jours) sur la route par des véhicules moteurs, France, 1950-2007.....	9
Figure 4. Évolution de la relation de Smeed dans le temps .....	13
Figure 5. Tués sur la route par des automobiles et tués par des trains, France, 1866-1938.....	15
Figure 6. Proportion des femmes parmi les victimes de chaque mode, France, 1866-1938.....	15
Figure 7. Fréquence d'accident par kilomètre au volant selon l'âge et le sexe, Montréal, 1982 ..	19
Figure 8. Évolution 1965-1998 du PIB per capita et d'indicateurs routiers, 12 pays regroupés...	21
Figure 9. Blessés par tué, France 1965-1998 ou 1967-1993 .....	23
Figure 10. Blessés graves par tué, France 1967-1993 (Source : Jaeger) .....	32
Figure 11. Blessés légers par tué, France 1967-1993 (Source : Jaeger) .....	32
Figure 12. Blessés graves par blessé léger, France 1967-1993 (Source : Jaeger).....	33
Figure 13. Relation conventionnelle entre niveau de gravité et catégorie de gravité .....	48
Figure 14. Ventilation du nombre de tués autrement qu'en automobile, France, 1960-2000.....	56
Figure 15. Ventilation du nombre de tués autrement qu'en automobile, Pays-Bas, 1950-2005 ..	57
Figure 16. Deux-roues motorisés : parc et tués, Pays-Bas, 1950-2005 .....	57
Figure 17. Taux de tués par milliard de véhicules-km et par réseau, France, 1991-2002.....	60
Figure 18. Tués par mois en Algérie, partagée entre zones rurales et urbaines .....	61
Figure 19. Ratio du nombre mensuel de tués en zone rurale et en zone urbaine en Algérie.....	61
Figure 20. Accidents avec dommage corporel par véhicule et véhicules per capita, 29 pays, 1998 .	63
Figure 21. Évolution des tués annuellement sur route en Suède depuis 58 ans.....	69
Figure 22. Évolution de la variation annuelle du nombre de tués en Suède depuis 57 ans .....	69
Figure 23. Relation entre vitesse et nombre de tués (Nillson, 2000).....	78
Figure 24. Distance parcourue par personne par jour en France, 1800-1990 .....	81
Figure 25. Tendances séculaires du transport des marchandises en France <b>Erreur ! Signet non défini.</b>	
Figure 26. Distance parcourue et messages par personne par jour, France 1835-1990.....	83

**Liste des tableaux**

Tableau 1. Accidents et crimes de transport : rôles du constat et de l'intention individuelle.....	2
Tableau 2. Nombre de tués sur la route par milliard de véhicules-km, 22 pays, 1970-2005 .....	11
Tableau 3. Régression de Smeed sur ses propres données et reprise sur échantillon élargi .....	12
Tableau 4. Année du nombre maximum de tués sur route dans 25 pays.....	21
Tableau 5. Structure simultanée d'un modèle individuel de court terme à quatre étages.....	25
Tableau 6. Structure simultanée et récursivité des endogènes expliquées dans DRAG-1 .....	28
Tableau 7. Modèles d'un seul type de dommage dans une région ou pays jusqu'en 1984.....	36
Tableau 8. Modèles à plusieurs types de dommages dans une région ou pays depuis 1975 .....	38
Tableau 9. Modèles par région ou type de réseau d'un pays, avec ou sans pooling, depuis 1949.	40
Tableau 10. Analyses représentatives de la fréquence des accidents depuis 1970 .....	46
Tableau 11. Analyses jointes de trois de quatre niveaux parmi [ OCC , DR ], A, G et CC .....	47
Tableau 12. Analyse représentatives de la gravité conditionnelle des accidents .....	47
Tableau 13. Structure de la modélisation à niveaux multiples simultanés du bilan routier .....	65
Tableau 14. Coût d'un trajet de retour à domicile, conducteur entre 24 et 65 ans (Norwich Union)	76
Tableau 15. Réinterprétation du modèle de Smeed par adjonction d'un effet vitesse.....	78

## 1. L'intérêt pour les bilans nationaux de l'insécurité routière

### A. La notion récente de bilan de l'insécurité routière

Dans un grand nombre de pays développés comme les 30 pays membres de l'OCDE les rapports de police ou procès verbaux faits de nos jours suite aux accidents de la route conduisent spontanément à des agrégations périodiques des victimes et des accidents par catégorie. Les statistiques publiques s'intéresseront donc aux accidents comportant des dommages corporels (tués, blessés) ainsi qu'aux accidents n'occasionnant que des dommages matériels<sup>1</sup>, et on publiera des valeurs annuelles, voire mensuelles. Des groupes d'étude des politiques nationales commenteront les cibles ou objectifs nationaux (ITF/OCDE/JTRC, 2008a, 2008b) et divers organismes internationaux feront des prévisions mondiales des tués et des blessés sur route (WHO *et al.*, 1996; WHO 1999, 2004). La grande question? Si les 600 millions de voitures impliquent aujourd'hui 1,4 millions de tués (plus de 3 000 par jour) et de 20 à 50 millions de blessés par année, où allons-nous si les prévisions de 3 milliards de voitures se réalisent dans un avenir prévisible?

### B. Peut-on comprendre ce qui semble aléatoire ?

Il y a donc lieu de s'interroger sur les fondements des suivis des bilans pour établir jusqu'à quel point on peut en comprendre les évolutions et les prévisions par des modèles dits « structurels » qui vont nécessairement beaucoup plus loin que l'autoreproduction d'une même série temporelle par des méthodes autoregressives ou que sa simple désaisonnalisation : fréquentes avec les séries macroéconomiques, ces pratiques ne sont pas notre propos qui vise plutôt la compréhension, et pas seulement des séries qui évoluent dans le temps mais aussi des coupes transversales moins fréquentées par les « autoreproductionnistes », voire des choix discrets individuels. La compréhension « structurelle » passe toujours par quelque chose d'autre que la donnée elle-même, à « expliquer » justement. Mais alors, qu'y a-t-il à comprendre à des sinistres qui sont toujours vécus par les individus comme résultant du hasard<sup>2</sup> et qui, de par leur définition même d'accidents, ne sont pas recherchés ou volontaires?

### C. La justice, ancienne sources des statistiques sur les accidents

Cet intérêt pour de tels « bilans nationaux », ou leurs composants décrits jusqu'au niveau individuel, est récent. Il ne provient pas directement du secteur des transports mais plutôt du secteur judiciaire qui, dans de nombreux pays, s'intéresse à tout décès pour des raisons fiscales ou pour des raisons de justice criminelle : il faut récupérer l'impôt dû au moment du décès et classer les décès par cause, en décidant entre ce qui est accidentel, naturel ou criminel, c'est-à-dire entre les catégories classiques A, B, D et E utilisées au Tableau 1.

---

<sup>1</sup> Dans le cas des dommages matériels, les assureurs publient parfois des données utiles sur la fréquence des sinistres automobiles.

<sup>2</sup> En français, on dira indifféremment aléatoire, stochastique ou au hasard pour désigner des situations vécues comme résultats d'un tirage de dés, selon qu'on préfère la dénomination latine, grecque ou arabe de ce jeu.

## D. Lente prise en compte des accidents dans la formulation des politiques

En effet, de grands textes sur les transports et leurs politiques, comme les très célèbres «Essais sur les ponts et les chaussées, la voirie et les corvées» de Duclos (1759), ne mentionnent les accidents qu'en passant : ce secrétaire perpétuel de l'Académie Française les évoque vaguement lors d'une discussion de deux pages sur le rôle des pavés à Paris, dont il souligne qu'ils s'arrondissent rapidement<sup>3</sup> en sorte que « les joints en sont si grands que les roues des voitures limant les bords des pavés les usent bientôt, et qu'alors la superficie devient d'un glissant sur lequel les gens de pied ne peuvent tenir quand elle est humide, ni les chevaux dans les temps secs (p. 253, *op. cit.*) ». Il fait une autre mention des accidents dans la suite immédiate du texte qui porte sur les niveaux de pente (au sens du dévers de la chaussée aujourd'hui) comportant des *heurts* (des irrégularités) dangereux « qui ne se bornent pas à renvoyer les eaux sur les maisons opposées, mais qui peuvent occasionner la nuit, et la chute des passants, et le versement des voitures ( p. 255, *p. cit.*) ».

Dans le plus grand pays de l'Europe d'alors, où des centaines de voyageurs, voire davantage comme on le verra sous peu, mouraient chaque année d'accidents de la route frappés ou écrasés par des chevaux ou des véhicules hippomobiles (charrettes, tombereaux, et surtout diligences), cela est significatif. Les accidents n'émergeront que lentement au cœur des politiques de transport : ils seront d'abord des problèmes traités par la justice.

Tableau 1. Accidents et crimes de transport : rôles du constat et de l'intention individuelle

Cas	A	B	C	D	E
<b>Catégorie du sinistre</b>	<b>Accidentel</b>	<b>Normal</b>	<b>Intrinsèquement prévisible</b> (trop probable en moyenne ou trop peu incertain)	<b>Automutilation ou suicide</b> visant l'auteur	<b>Criminel</b> visant autrui
<b>Exemple</b>	noyade, chute, incendie	usure, maladie	agressions sexuelles répétées dans le passé	automutilation visant fraude à l'assurance	[...]
<b>Exemple routier</b>	accident de la route	conduite sous l'influence de médicaments	conduite sous l'influence d'alcool ou de drogue	suicide, e.g. voiture dirigée contre un train	utilisation de la voiture comme arme
<b>Fait ou acte</b>	<b>Brutal externe</b>	<b>Interne à l'individu</b>			<b>Brutal externe</b>
<b>Objet constaté ou occurrence</b>	<b>Fait</b> de mortalité, morbidité ou de dégradation matérielle		<b>Disposition sans fait requis</b> de mortalité, morbidité ou de dégradation matérielle	<b>Fait</b> de mortalité, morbidité ou de dégradation matérielle	
<b>Intention individuelle et réalisation</b>	Sinistre <i>involontaire</i> , <u>avec constat de sinistre</u>		État individuel, <i>volontaire ou pas</i> , assimilé au crime, <u>sans constat de sinistre</u>	Acte ou sinistre <i>volontairement</i> criminel avec préméditation et <u>constat de sinistre</u>	

## E. La notion d'accident et celle de crime

De notre point de vue, la justice a toujours cherché en premier lieu à établir la différence entre le fait accidentel involontaire et celui qui est volontaire : l'émergence explicite de la catégorie C du Tableau 1 est un phénomène récent. Cette catégorie n'implique aucun

<sup>3</sup> Les pavés de grès qu'il recommande devaient être changés aux 20 ans.

sinistre relié à l'état courant de l'individu arraisonné mais fait malgré tout relever du droit criminel (du code « criminel » ou « pénal », selon le pays) un « état » constaté de l'individu.

Notre tradition de justice refusait jusqu'à récemment de considérer comme criminels des états physiologiques (taux d'alcoolémie trop élevé) ou psychologiques (propension à l'agression sexuelle) et limitait les matières criminelles aux actes conséquents (occurrences). Toutefois, au moins depuis la criminalisation du taux d'alcoolémie [« avoir les facultés affaiblies par la consommation d'alcool »] dans les années 1970, on criminalise maintenant aussi des « états » en tous genres, même sans passage à l'acte. La simple possession de stupéfiants est même sanctionnée, en l'absence de consommation avérée.

## F. Le crime routier sans victime : une innovation en mal de reformulation

Auparavant, les individus dangereux ou incompétents pouvaient en maints endroits être écartés de la société, comme s'ils avaient été des malades contagieux (lépreux, par exemple), voire traités de force<sup>4</sup>. Si certains hôpitaux devenaient alors en partie des prisons pour accommoder les « intrinsèquement dangereux », aujourd'hui des prisons se substituent aux hôpitaux qui n'ont jamais été des prisons, y compris lors de leur invention comme institutions sociales<sup>5</sup>. On gère aujourd'hui par le droit criminel la dangerosité « intrinsèque » d'individus asociaux dans le passé (*e.g.* l'agression sexuelle répétée avérée) ou que l'on croit susceptibles de le devenir (*e.g.* taux d'alcoolémie) sans les hospitaliser ou les rééduquer.

Cela conduit à des situations paradoxales<sup>6</sup> que la modélisation nous permettra peut-être de formaliser en distinguant entre « ce qui est attendu » (le premier moment d'une variable aléatoire) d'un état et la « variabilité » (au sens de variance ou second moment d'une

---

<sup>4</sup> Par exemple, les coupables d'agressions sexuelles répétées, pouvaient être castrés aux USA jusqu'au milieu du XX<sup>ème</sup> siècle.

<sup>5</sup> Il faut rétablir cette distinction traditionnelle entre les hôpitaux ou basiliades et les prisons. Si les prisons ont toujours existé, ce n'est pas le cas des hôpitaux. S'agissant d'eux, il y a toujours eu dans l'antiquité et dans les pays sous-développés des lieux réservés aux lépreux et des lieux de rassemblement naturel des malades cherchant guérison (hors des villes, dans les temples et piscines (comme celle de Siloé) et lieux de pèlerinage des temples païens). Mais **la structuration de l'offre de soins par des personnels consacrés** exclusivement à cette tâche semble bien attribuable à Saint Basile le Grand qui créa en 371 à Césarée les premiers hôpitaux (*misokomia* en grec officiel (chez Justinien et depuis) et plus généralement « basiliades » en langue commune, encore aujourd'hui) conçus même comme des villages rassemblant pour les soins systématiques plusieurs catégories de nécessiteux : des groupes aussi distincts que les lépreux, les personnes très âgées et les malades au sens commun du terme. C'est donc la consécration exclusive de personnes aux soins d'autrui, un phénomène d'offre institutionnelle, qui est la marque de ce grand cappadocien, marque qui distingue un lieu de rassemblement naturel de malades d'un hôpital. Ses diverses règles pour les soignants et autres religieux consacrés à un travail donneront naissance à d'autres règles centrées aussi en bonne partie sur le travail, dont la règle de Saint Benoît peu après. Les hôpitaux ou basiliades n'ont jamais été des prisons.

<sup>6</sup> Par exemple, au Québec et dans toutes les juridictions qui ont adopté un Code de la route où l'individu n'est pas responsable d'un accident corporel et où il est illégal de poursuivre un mauvais chauffeur qui a causé un accident mortel (un système d'assurance automobile « sans égard à la faute »), tuer 10 personnes sur la route durant une année est sans conséquence pénale mais trop boire et ne tuer personne l'est. Cette juridiction combine donc le crime sans victime et la victime sans responsable.

variable aléatoire) de ce qui est attendu. La justice semble évoluer comme si, sur la route tout au moins, la discrimination (au sens du premier moment qui nous dit supposément qu'en moyenne un individu « jugé en état d'ébriété » tuera ou blessera) était préférée à la variabilité interindividuelle (qui nous dit que l'état d'ébriété n'est pas une garantie d'accident corporel de la route pour cet individu, même s'il était établi qu'elle l'est pour la moyenne ces individus), alors que partout ailleurs la sélection discriminatoire par la moyenne est dénoncée comme une injustice faite à la variabilité interindividuelle.

### **G. « Discrimination » et moments de l'occurrence d'accidents routiers**

C'est ce que l'on appelle souvent de la discrimination, au sens où l'on s'attend à ce qu'un individu appartenant à un certain groupe produise en moyenne X unités de conséquences, le produit normal de ce groupe, même si cela est faux d'un individu en particulier, voire de tous les individus : par exemple, le risque moyen d'accident routier par kilomètre au volant décrit une courbe en U entre 20 et 80 ans, courbe dont le minimum représenté à la Figure 7 est proche des 40-45 ans, mais cela ne veut pas dire que tel individu de 20-25 ans est moins sûr que tout individu de 40-45 ans et qu'inversement tout individu d'âge mûr est plus sûr au volant que tout jeune ou vieillard.

Une certaine réflexion sur les moments des variables aléatoires serait utile : on sait que la consommation de médicaments double le risque moyen d'accident (Skegg *et al.*, 1979) et que certains médicaments peuvent le multiplier par 5, voire davantage, mais on ne traite pas cette consommation comme un acte criminel : est-ce alors la moyenne ou l'écart-type qui décide du caractère criminel d'une consommation, une sorte « d'inclinaison au crime » ou de « dangerosité intrinsèque » ? Et l'asymétrie (le troisième moment) de cette probabilité a-t-elle un rôle dans la décision de déclarer criminels des états physiologiques hors de tout acte consécutif ?

### **H. Établissement du caractère accidentel d'un décès et tradition judiciaire**

Les mesures faites par la justice du nombre de décès accidentels ont une longue histoire. Par exemple, dans les pays de tradition britannique le *Coroner* (de *Crowner*, ou représentant de la Couronne qui s'assure du paiement des taxes au décès depuis le 12<sup>ème</sup> siècle en Angleterre) fait obligatoirement une enquête sur toute mort accidentelle, pratique qui prêle bien ensuite à une compilation nationale ; en France les Comptes de la Justice Criminelle sont compilés depuis 1826 mais il ne distinguent entre les causes de décès que depuis 1906 (Chesnais, 1974).

C'est généralement plus tard, après la seconde guerre mondiale, que d'autres services que ceux de la justice, se sont intéressés de près aux accidents routiers et à leur explication systématique pour un pays. On passait lentement d'une vision des accidents nationaux comme de purs aléas à une vision explicative. Un passage qui exigea une cinquantaine d'années, du russe d'origine polonaise Bortkiewicz (1898) à l'anglais Smeed (1949). Ce passage, qui exigea des données et ne prit son envol qu'avec les ordinateurs qui facilitèrent l'analyse multifactorielle, mérite attention. L'étude parallèle des facteurs individuels, médicaux en particulier, lui est postérieure : il est souvent centré sur les tableaux croisés et

les simples tests d'hypothèses « avant/après », ou sur l'usage de groupes de contrôle visant la modification d'un seul facteur à la fois, la « cause » et son « effet » étant traités linéairement.

## **I. Accidents de la route, actes terroristes et actes de guerre**

Notre intérêt porte sur la littérature explicative de ce qui est reconnu comme accidentel, c'est-à-dire de ce qui se trouve classé à la Colonne A du Tableau 1. En principe, les colonnes D et E relèvent d'autres littératures s'intéressant au crime ou à la guerre. Toutefois, il y a aura naturellement des éléments communs à l'explication des accidents de la route, des crimes et des guerres. D'une manière générale, ces phénomènes sont souvent compris de la même façon au sens où ils résulteraient d'une combinaison de facteurs systématiques et d'aléas. Mais on évoque souvent aussi des facteurs particuliers communs à l'explication de la fréquence des accidents de la route et à celle des actes terroristes ou de guerre. Précisons.

S'agissant de l'attitude générale, certains, comme le grand historien A.J.P. Taylor, assimilent directement les guerres aux accidents de la route au sens où « Si certaines conditions et situations les rendent plus probables, aucun système ne permet encore d'en prédire le moment et le lieu »<sup>7</sup>. Nous reviendrons plus loin sur cette combinaison fondamentale d'un composant systématique et d'un composant aléatoire dans l'explication de ce qui nous intéresse, tant au niveau individuel que pour des groupes.

Parmi les facteurs explicatifs particuliers, la présence d'un nombre disproportionné de jeunes hommes dans la population (Bouthoul, 1970 ; Heinsohn, 2003) est aujourd'hui un facteur récurrent d'explication de la fréquence des guerres et du terrorisme. Mais on comprendra aussi, au vu de la Figure 7, que cette même variable est aussi indicatrice de la qualité « âge-sexe » du stock des conducteurs, indice dont on peut étudier l'évolution dans le temps et entre les pays. En fait, il y a peu d'études multifactorielles de la fréquence des accidents de la route qui ne comprennent pas de telles indicatrices « âge-sexe ». Le rajeunissement ou le vieillissement de la population des titulaires de permis aura, sur le risque par kilomètre des déplacements au volant, des effets prévisibles en moyenne. La théorie bien connue de la « bosse des jeunes » (*Youth Bulge* en anglais) de Heinsohn (2008) est bien commune aux deux champs d'analyse.

Par contre, des variables en apparence identiques, comme la densité de population, ont des sens tout à fait différents dans l'explication des guerres (en Afrique noire en particulier), où l'appropriation des terres est visée, et dans l'explication des accidents de la route, où le niveau de congestion et le mélange des catégories d'usagers partageant l'accès à la chaussée sont visés.

---

<sup>7</sup> Pour le citer : "There are some conditions and situations that make them more likely, but there can be no system for predicting where and when each one will occur."

## 2. L'idée d'accident ou d'aléa et les données à décrire et expliquer

Pour passer de l'accident à la modélisation, nous allons nous intéresser à deux manières représentatives de décrire le hasard : la distribution normale ou gaussienne en cloche symétrique (Gauss, 1823), connue de tous les étudiants, et la distribution poissonnienne (Poisson, 1837) adaptée aux « petits » nombres (pour reprendre le titre de l'article de 1898), connue de tous les chercheurs.

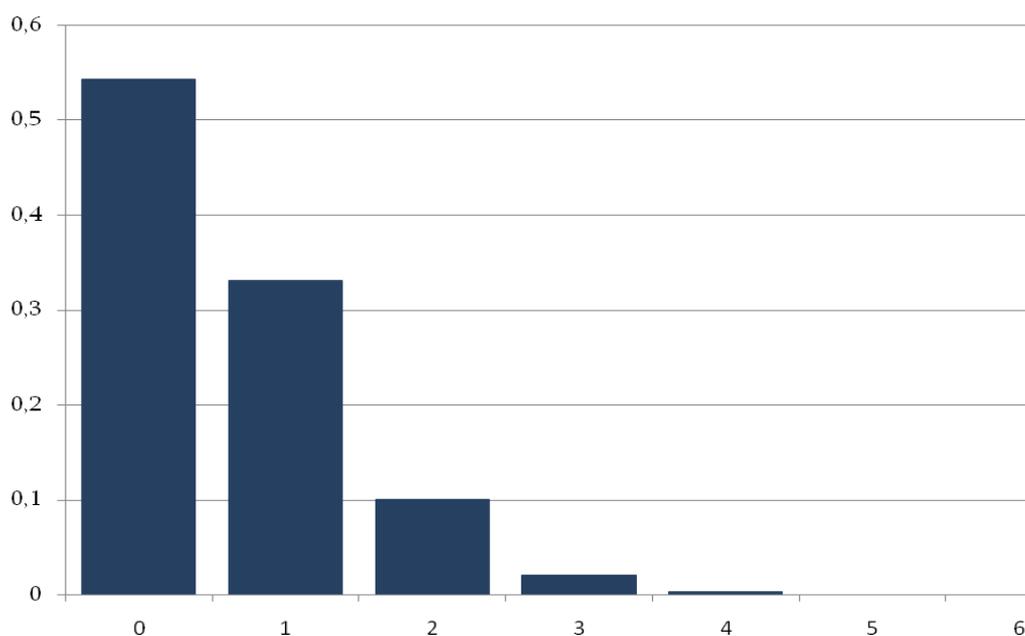
L'idée que l'on puisse décrire les accidents est associée à Bortkiewicz qui, comme Student, redécouvrit indépendamment la loi de Poisson et l'appliqua aux décès causés par les ruades de chevaux dans l'armée prussienne : il s'agit dans son esprit d'événements rares de pure chance. Nous verrons que la question est plus complexe : ce qui semble aléatoire peut voir sa moyenne se déplacer, qu'il s'agisse d'événements rares ou fréquents.

### 2.1. Chevaux et modélisation individuelle naissante

#### A. Les chevaux et les accidents : vers un premier modèle discret

Bortkiewicz construisit un tableau qui montrait le nombre de cavaliers tués par année pendant 20 ans (1875-1894) dans chacun de 14 des corps de l'armée prussienne, la plus importante d'Europe après la guerre franco-prussienne de 1870. Le nombre total de 122 tués représentait en moyenne  $r = 0,61$  [= 122/200] décès par corps et par an, un taux inférieur à l'unité. Il utilisa une distribution de Poisson pour en représenter la fréquence, effectivement bien décrite par cette distribution, comme on le constate à la Figure 1.

**Figure 1. Distribution de Poisson du nombre de cavaliers prussiens par corps d'armée tués par des ruades de leurs chevaux de 1875 à 1894**



Cet exemple représenta longtemps le hasard pur jusqu'à ce qu'on montre, à partir des données individuelles présentes dans les carnets de l'armée, qui inscrivait pour chaque soldat une importante information (plus de 15 champs, dont celui de la religion), que la valeur obtenue dépendait en fait de l'année et du corps considérés, valeurs qui « déplaçaient la moyenne » du nombre, si faible soit-elle (Preece *et al.*, 1988). Les données catégoriques (dites aussi Booléennes pour signifier qu'elles sont représentées par 0 ou 1) utilisées pour désigner l'année et le corps d'armée capturent en effet le rôle de variables systématiques : peut-être les chevaux d'un corps avaient-ils un fournisseur différent de celui des autres corps ou étaient-ils de races ou d'élevages distincts ... et sans doute le climat annuel pouvait-il aussi influencer sur l'humeur des chevaux... Il s'agit là d'un *passage à l'explication* d'une variable dont la distribution est par ailleurs aléatoire et suit une certaine distribution. On peut donc « modéliser » l'aléatoire, c'est-à-dire trouver des facteurs qui influencent (au moins) la moyenne des aléas sans pourtant jamais les évacuer.

## **B. Le premier modèle explicatif de données individuelles en 1970**

Il fallut attendre longtemps pour que la porte ouverte par Bortkiewicz donne naissance à un modèle d'accidents de la route « avec composante de régression », comme on dit, pour expliquer comment le paramètre de « propension » de la distribution, appliqué aux accidents, dépend en fait de divers facteurs. C'est Weber (1970, 1971) qui, avec 5 variables explicatives, semble avoir estimé le premier de ces modèles de la fréquence individuelle d'accidents de la route (indépendamment de leur gravité) à partir d'un fichier de 148 000 accidents en Californie.

Il considère, comme variables explicatives de la fréquence  $A_t$  durant l'année 1963, non seulement la densité du trafic et l'âge de l'individu, mais son dossier de conduite ( $A_{t-1}$ , son nombre d'accidents durant la période précédente 1961-1962) et son dossier de justice (2 types de condamnations en justice durant la période précédente 1961-1962). S'agissant de l'inclusion de variables sur le dossier de justice et de conduite, il sera imité 18 ans plus tard (Boyer *et al.*, 1988, 1991), mais pas souvent cité. Mais la modélisation agrégée, fondée sur des données officielles, était déjà bien née.

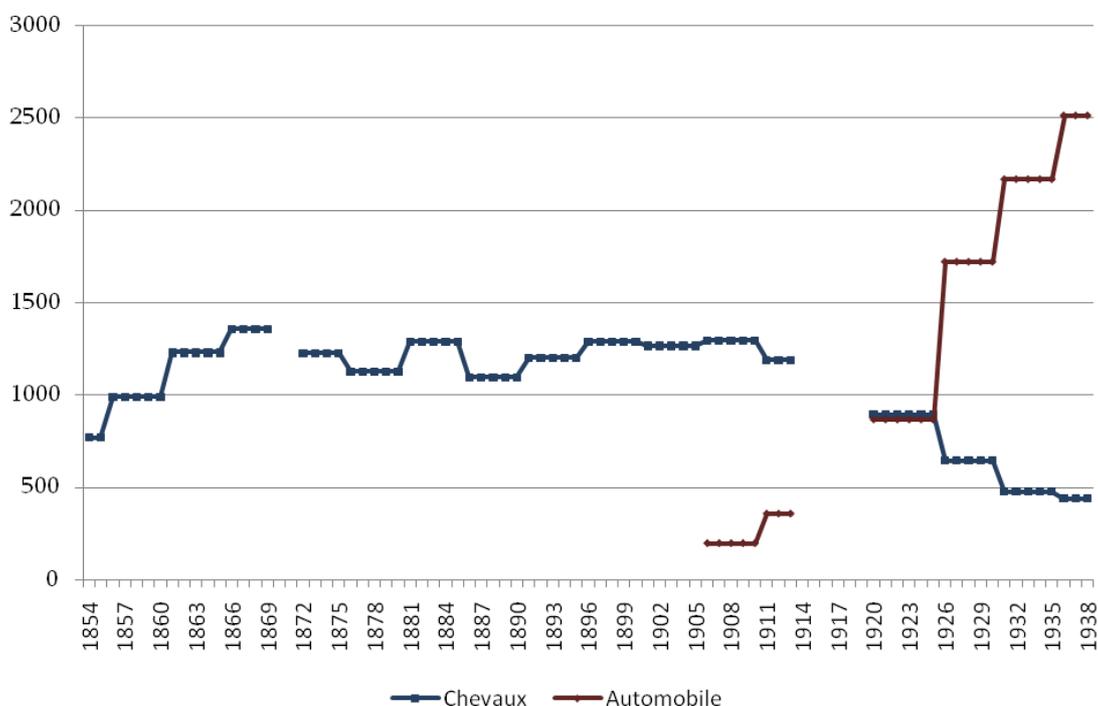
## **C. Le transport routier au 19<sup>ème</sup> siècle et les accidents de la route**

Et, s'agissant d'accidents de chevaux ou de véhicules hippomobiles, il y aurait eu de quoi faire au 19<sup>ème</sup> siècle à partir de données agrégées fondées sur des données officielles. Pour la France, par exemple, on comparera à la Figure 2 le nombre annuel de personnes mortes depuis 1854 suite à un « écrasement par des voitures, charrettes, chevaux » à celui des tués dans des accidents d'automobile, pour lesquels les données commencent en 1906. Ces séries se croisent entre 1920 et 1925.

Le nombre maximum d'accidents impliquant des chevaux ou des véhicules hippomobiles atteint son maximum en 1866-69 (époque où le territoire français était identique à celui

d'aujourd'hui)<sup>8</sup>, soit 1 356 personnes par an en moyenne durant ces 4 années, un taux par habitant qui correspondrait à 2 212 tués aujourd'hui. Certaines années au 19<sup>ème</sup> siècle, on comptait, malgré une population de 38 millions, plus de 1 000 morts par accidents de diligence<sup>9</sup>.

**Figure 2. Tués sur la route par chevaux ou hippomobiles et par automobiles, France, 1854-1938**



## 2.2. Hippomobile, automobile et naissance de la modélisation agrégée

Le 20<sup>ème</sup> siècle vit le développement progressif de statistiques sur les accidents et les décès de la route dans de nombreux pays. Mais il fallut attendre 1949 pour que Smeed tente des explications, cette fois-ci de grands nombres qui répondaient mieux aux descriptions gaussiennes que poissonniennes, au moins au sens où on pouvait espérer qu'une hypothèse gaussienne sur la distribution des erreurs du modèle<sup>10</sup> sur les agrégats nationaux généralement annuels soit raisonnable. Mais qu'en est-il en général de la nature des données agrégées disponibles ?

### A. Statistiques routières propres au 20<sup>ème</sup> siècle

À ces statistiques judiciaires s'ajoute depuis 1953 en France la *Statistique des accidents corporels de la circulation routière* dont le fichier, compilée à partir des bulletins d'analyse d'accidents corporels (BAAC) remplis par les corps policiers compétents (police, gendarmerie, Compagnie Républicaine de Sécurité (C.R.S.)), est compilé par le S.E.T.R.A.

<sup>8</sup> Aux Figures 2, 5 et 6, le territoire de 1854-1859 exclut Nice, la Savoie et la Haute Savoie et celui de 1906-1913 l'Alsace et la Lorraine.

<sup>9</sup> À partir de 1901, les décès occasionnés par les accidents de tramway sont aussi compris.

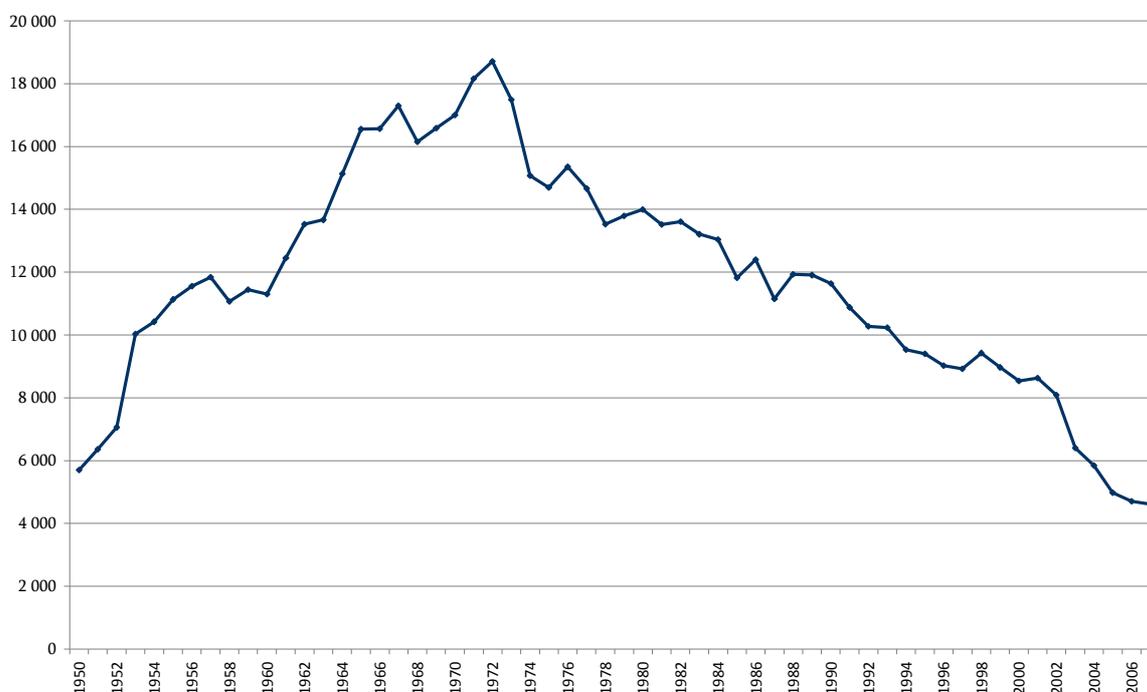
<sup>10</sup> L'hypothèse de normalité portait en fait sur les erreurs de la régression log-linéaire qu'il pratiquait.

(Service d'Études Techniques des Routes et Autoroutes) du ministère chargé des transports. Des mécanismes administratifs comparables existent dans beaucoup de pays développés et sont en voie d'implantation ailleurs. Dans certains pays d'Europe de l'Est, les données sur les accidents routiers relèvent encore du secret militaire.

## B. Erreurs d'observation et variance des échantillons

S'agissant des tués, les conventions comptables utilisées ont un effet certain sur le nombre officiel de décès par accident de la route puisqu'ils ne prennent en compte que les tués sur le coup et les décès survenus dans un délai. En France, ce délai varie, selon la période : un jour (1950-52), 3 jours (1953-66)<sup>11</sup>, 6 jours (1967-2005) et 30 jours depuis l'adoption de la norme internationale en 2005. Les données pour la France métropolitaine de la Figure 3 sont construites au mieux de manière uniforme selon cette dernière définition du tué.

Figure 3. Tués (à 30 jours) sur la route par des véhicules moteurs, France, 1950-2007



L'effet de ces conventions sur la variance de la série des tués, par exemple au niveau mensuel, n'est pas connu au niveau national mais est vraisemblablement faible. Les mesures du nombre de blessés sont généralement moins<sup>12</sup> fiables que celles des tués mais

<sup>11</sup> En 1953, le rapport entre la nouvelle et l'ancienne mesure est 1,2916 (=7166/5548); en 1967, il est 1,07002205 (=13585/12696) [une autre source utilise 1,069976, mais cela est sans grand effet sur la variance et l'allure de la série]. Entre 1967 et 2004, le nombre de tués à 6 jours est transformé en tués à 30 jours par un coefficient de 1,057. La localisation du maximum en 1972 ne dépend pas de la valeur exacte de ce petit coefficient d'échelle.

<sup>12</sup> En France le Registre du Rhône permet une telle comparaison pour ce département de 1,6 millions d'habitants. Si le taux de couverture des BAAC est de 99% pour les tués (Hoyau, 2004), il se situe entre 38%

leurs variations, mesurées de manière comparable de période en période, peuvent aussi être suffisamment corrélées avec les vraies valeurs pour servir en modélisation dans la mesure où l'essentiel de l'erreur de mesure ferait partie de l'erreur de régression et où, pour les données agrégées, la mesure observée est proportionnelle à la valeur véritable.

Comme le montrent partout les comparaisons avec les données des assureurs, les mesures nationales dérivées des rapports de police partagent les mêmes imperfections au sens où le nombre de tués est assez bien mesuré mais le nombre de blessés est généralement sous-estimé. Cette sous-estimation est d'autant plus importante que les blessures sont légères, sauf peut-être dans les juridictions comme le Québec où des compensations automatiques des blessés sans égard à la faute posent des problèmes propres de risque moral dans le cas de blessures déclarées *ex post* hors constat de police, voire même avec de tels constats. Mais imperfection des observations ne signifie pas inutilité pour la modélisation.

Dans le cas d'une proportionalité exacte entre les valeurs réelles et les valeurs observées, les élasticités calculées pour les modèles de ces agrégats ne seront pas affectées mais les coefficients de régression le seront dans des proportions dictées par le taux de couverture. La statistique du *t* de Student, dont nous célébrons cette année le centenaire (Gosset, 1908), n'est pas non plus modifiée par une stricte proportionalité. Dans le cas de données sur les accidents individuels sous rapportés de manière aléatoire, les biais impliqués par un modèle explicatif varient selon le modèle choisi. Par exemple, les coefficients d'un modèle Logit seront strictement sans biais, sauf pour les constantes (Manski & Lerman, 1977).

### **C. Un premier modèle agrégé en 1949**

Quand Smeed s'y intéressa, les différences entre le nombre annuel de tués par véhicule étaient très importantes entre les pays pour lesquels il avait des données. Elles le sont encore, même quand on tient compte du kilométrage parcouru et qu'on s'intéresse au nombre annuel de tués par véhicule-km, comme on peut le voir pour les données les plus récentes disponibles à la partie A du Tableau 2.

Il faut souligner que, dans les pays comme le Nigéria ou l'Inde, les taux sont plus élevés encore que ceux du Tableau 2.A<sup>13</sup>. L'évolution de ce taux en Algérie, où il est maintenant de l'ordre de grandeur de 85 tel qu'indiqué à la partie B du tableau, signifie qu'il devra être divisé par 10 pour atteindre la performance des Pays-Bas ou de la Suède.

---

et 44% pour les blessés (Amoros *et al.*, 2005). A partir de ces chiffres, des estimations ont pu être faites pour la France entière (cf thèse d'Emmanuelle Amoros).

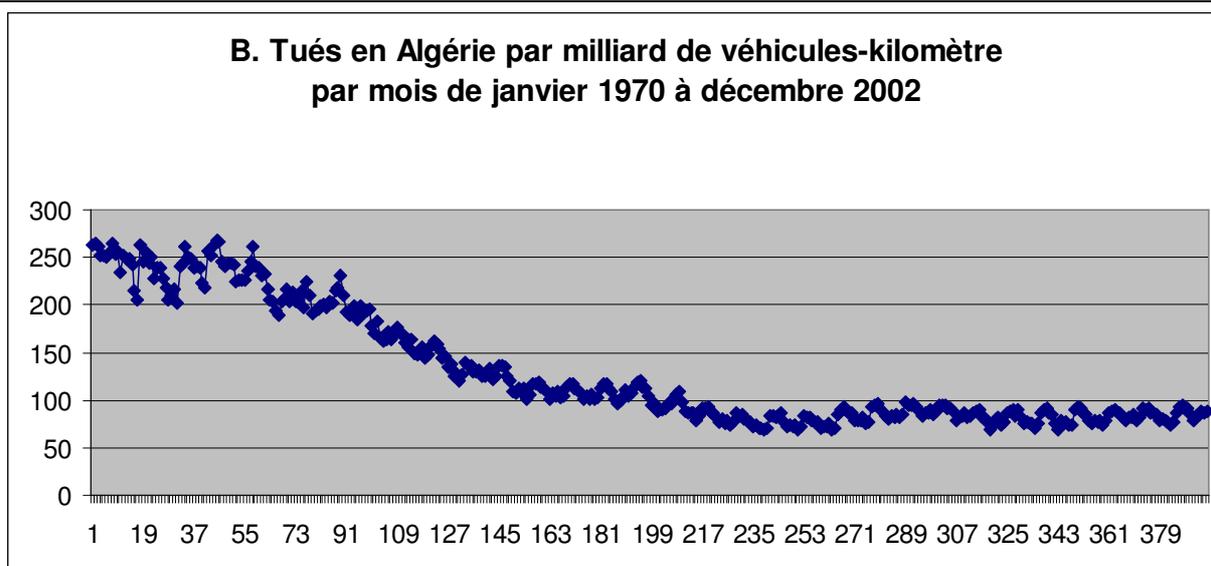
<sup>13</sup> Le Vietnam, qui a 85 millions d'habitants, a 12 000 tués par an.

Tableau 2. Nombre de tués sur la route par milliard de véhicules-km, 22 pays, 1970-2005

	A. 21 pays	Tués par milliard de véhicules-km				
		1970	1980	1990	2000	2005
	Australie	49.3			9.3	7.9
	Autriche	109	56.2	27.9	13.2	9.3
	Belgique	105	50.0	28.1	16.3	11.5
	Canada				9.5	9.2
	République Tchèque		53.9	48.3	37	25.6
	Danemark	51	25.0	17.3	10.7	7.7
	Finlande		20.6	16.3	8.5	7.3
	France	90	43.6	25.7	15.1	9.6
	Allemagne		37.3	20.0	11.3	7.8
	Grande Bretagne	37	21.9	12.7	7.3	6.4
	Islande		21.1	13.5	16.0	
	Irlande		28.4	19.2		
	Japon	96	29.3	23.2	13.4	10.3
	Corée				49.5	18.3
	Pays-Bas		26.7	14.2	8.5	
	Nouvelle Zélande				12.4	10.3
	Norvège		19.3	12.0	10.5	6.1
	Slovénie	167	96.1	65.1	26.7	16.6
	Suède	35	16.4	12.0	8.5	5.9
	Suisse	56.5	30.9	18.5	10.4	6.6
	États-Unis d'Amérique	29.7	20.9	12.9	9.5	9.0

Source : Table A.3, ITF/OCDE/JTRC, 2008.

B. Tués en Algérie par milliard de véhicules-kilomètre par mois de janvier 1970 à décembre 2002



Source : Himouri & Gaudry, 2008.

Soucieux de comprendre, Smeed formula un modèle très simple reliant le nombre de tués par véhicule au nombre de véhicules per capita : l'équation S-1 du Tableau 3 (tiré de Gaudry & Gelgoot, 2002). Sa forme estimée, donnée en S-4 pour un premier échantillon de 20 pays en 1938, permet de remonter à S-1. Dans l'échantillon suivant S-5, 17 des 20 pays traités en 1938 par Smeed sont inclus mais l'échantillon est plus long. L'équation S-6 regroupe 26 pays sur plusieurs années.

Tableau 3. Régression de Smeed sur ses propres données et reprise sur échantillon élargi

	Équation théorique et estimée		Années	n	R <sup>2</sup>	
S-1	(Tués/Véhicule) =	k (Véhicules/Population) <sup>-2/3</sup>				
S-2	(Tués) =	k (Véhicules) <sup>1/3</sup> / (Population) <sup>2/3</sup>				
S-3	(Tués) =	k (Véhicules) <sup>1/3</sup> / (Population) <sup>2/3</sup>				
S-4	Ln (Tués) =	Ln (k) + <b>0,333</b> Ln (Véhicules) + <b>0,667</b> Ln (Population) (n.c.) (n.c.)	1938	20		
S-5	Ln (Tués) =	Ln (k) + <b>0,408</b> Ln (Véhicules) + <b>0,699</b> Ln (Population) (16,31) (20,41)	1938-1946 (*)	210	0,98	
S-6	Ln (Tués) =	Ln (k) - <b>0,058</b> Ln (Véhicules) + <b>1,100</b> Ln (Population) (-3,36) (55,92)	1965-1998	918	0,88	
<b>Note 1 :</b> Ln désigne le logarithme naturel et les valeurs entre parenthèses sont des <i>t de-Student</i> .						
<b>Note 2 :</b> L'échantillon S-5 provient de Smeed (1949) et S-6 de MAYNARD-DRAG (Gaudry <i>et al.</i> , 2002).						
(*) Les 17 pays de S-4 compris dans S-5 sont :	Portugal	Finlande	Afrique du Sud	Canada	Australie	États-Unis d'Amérique
	Irlande	Norvège	Nouvelle Zélande	Italie	Pays-Bas	France
	Irlande du Nord	Suède	Danemark	Royaume Uni	Suisse	

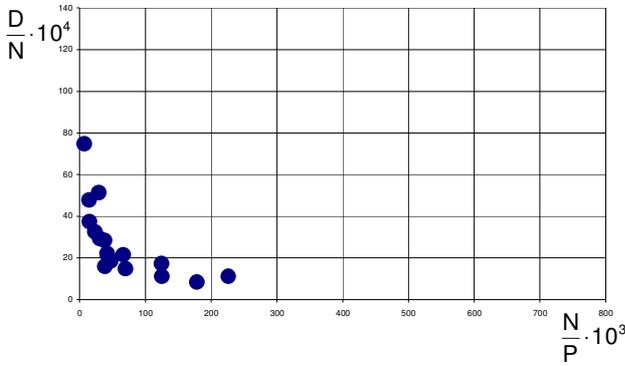
On trouvera à la Figure 4 les données de Smeed et des données du même genre portant sur 26 pays tirées de la base MAYNARD-DRAG (Gaudry *et al.*, 2002). On constate *de visu* que la relation trouvée sur les données de 1938 a tendance à s'aplatir progressivement. Et, en effet, le modèle de Smeed prévoit après 1972 beaucoup plus de tués qu'on n'en observe dans ces pays très équipés en automobiles. Comme l'indique formellement le R<sup>2</sup> lors du passage de S-5 à S-6, l'ajustement simple de Smeed se détériore considérablement.

Il est difficile de saisir le problème si on se limite à un seul pays. En France, le parc de voitures particulières (mesuré au 1<sup>er</sup> janvier) augmente tous les ans de 1950 à 2007 et passe de 1,525 millions à 30,400 millions (une multiplication par 20) alors que la population, qui s'accroît aussi tous les ans, n'augmente que de 47% (du milieu de 1949 au milieu de 2006).

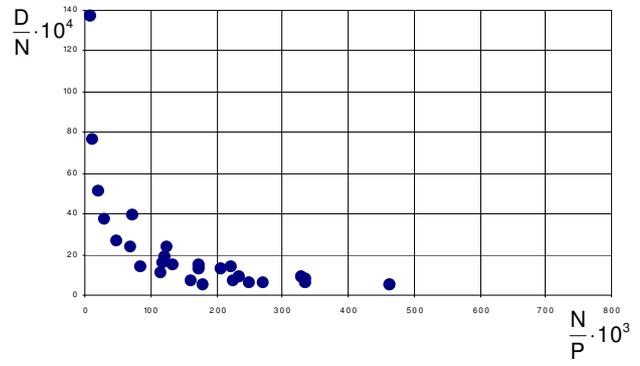
Page (1997, 2001) reprinted donc la question avec son échantillon important de pays et 7 variables explicatives au lieu de deux, utilisa comme Smeed une forme mathématique logarithmique pour toutes ses variables, mais trouva que les erreurs de régression du modèle étaient en fait non stationnaires. Pour contourner le problème, il ne prit pas en compte l'autocorrélation de premier ordre des résidus. La disponibilité des données communes pour constituer un échantillon international utilisable limite sévèrement les possibilités de modélisation par un pooling de données en séries chronologiques appartenant à divers pays. C'est pourquoi, malgré l'article fondateur de Smeed, les progrès les plus importants en modélisation agrégée allaient être faits avec des modèles nationaux.

Figure 4. Évolution de la relation de Smeed dans le temps  
(Tués par 10 000 véhicules moteurs vs nombre de véhicules moteurs par 1 000 habitants)

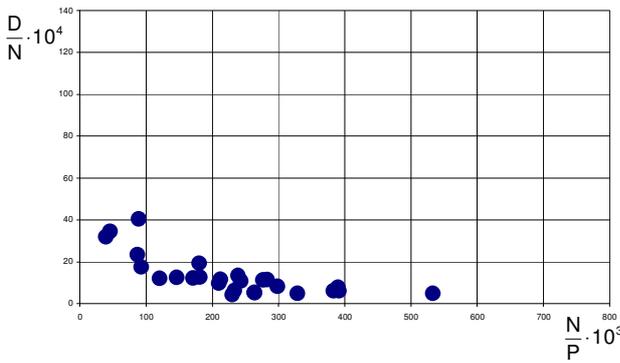
4.A. Données de Smeed, année 1938



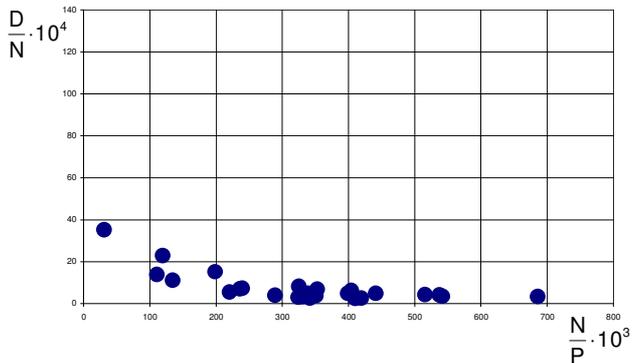
4.B. Données MAYNARD-DRAG, année 1965



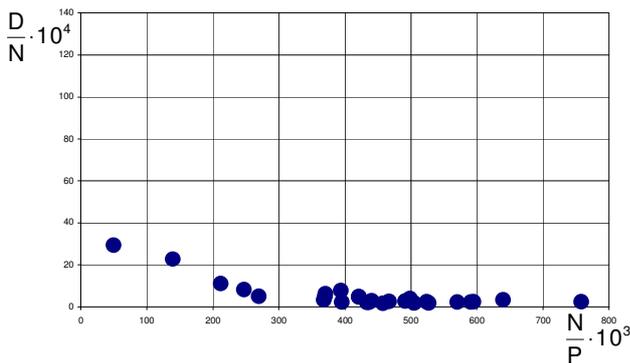
4.C. Données MAYNARD-DRAG, année 1970



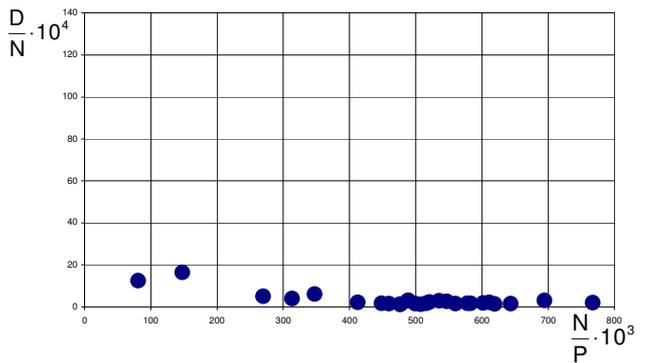
4.D. Données MAYNARD-DRAG, année 1980



4.E. Données MAYNARD-DRAG, année 1990



4.F. Données MAYNARD-DRAG, année 1998



### 2.3. Les deux branches de la modélisation : individuelle et agrégée<sup>14</sup>

On peut résumer par deux équations stylisées les deux branches des modélisations multifactorielles issues de Smeed et de Weber. Dans un premier temps, les modèles

<sup>14</sup> Plus de précisions sur ces deux types de modélisation seront données par la suite, dans les parties 4. et 5.

discrets s'intéressent surtout à la fréquence indépendamment de considérations de gravité et les modèles agrégés expliquent presque exclusivement le nombre de tués. On écrit donc :

(0-1) [ probabilité d'**accident** ]  $\leftarrow p$  ( divers facteurs ; erreur poissonnienne )

(0-2) [ nombre de **tués** ]  $\leftarrow f$  ( divers facteurs ; erreur gaussienne )

Ces perspectives limitées sur les fréquences expliquées allaient se maintenir jusqu'à aujourd'hui, sauf élargissements ponctuels comme par exemple une ventilation des sinistres routiers entre catégories de gravité dans les études avec données agrégées. Le premier à expliquer par des équations distinctes 3 catégories d'occurrences est en effet Peltzman (1975) qui construit un modèle annuel à 6 facteurs du nombre de tués, de blessés et d'accidents matériels seulement (par unité de distance totale parcourue par les véhicules) aux États-Unis : son échantillon très court ne porte que sur 18 ans.

## 2.4. Tendances longues à comprendre : 155 ans de données annuelles

Mais le défi de la modélisation, agrégée ou pas, n'est pas seulement d'expliquer le niveau du nombre de victimes sur quelques années, mais aussi d'expliquer une tendance séculaire certaine de divers taux, comme par exemple le nombre de tués par kilomètre parcouru, à diminuer plus encore que leur nombre absolu : on le constate déjà à partir des données du Tableau 2, mais c'est aussi vrai si la période considérée est encore plus longue.

### A. On n'arrête pas le progrès

En vérité, même si on doute des estimations du parcours annuel moyen des personnes par mode<sup>15</sup> de transport colligées par Grübler (1990) pour la France métropolitaine de 1800 à 1990, valeurs qui impliquent une multiplication par 500 de la longueur du parcours moyen par la route en 150 ans (voir Figure 24), il est clair qu'avec 5000 tués par an le taux français actuel par personne-kilomètre parcouru a diminué de bien plus qu'un ordre de grandeur depuis la guerre de 1870. Même le maximum de 18 713 tués (dans un délai de 30 jours) atteint en 1972 à la Figure 3 représentait une amélioration considérable par rapport à la diligence.

La même évolution se retrouve dans d'autres modes, par exemple les chemins de fer dont les chiffres présentés à la Figure 5 impliquent une baisse importante du nombre de tués par voyageur-kilomètre voyageant par train, si on en croit encore une fois les estimations des voyageurs-kilomètres par mode de transport de Grübler. Il est intéressant de constater, en comparant la Figure 5 à la Figure 2, que vers 1925 les nombre de tués par trains, chevaux et hippomobiles et automobiles sont égaux et avoisinent 900.

### B. Effets différenciés des accidents sur les catégories de population

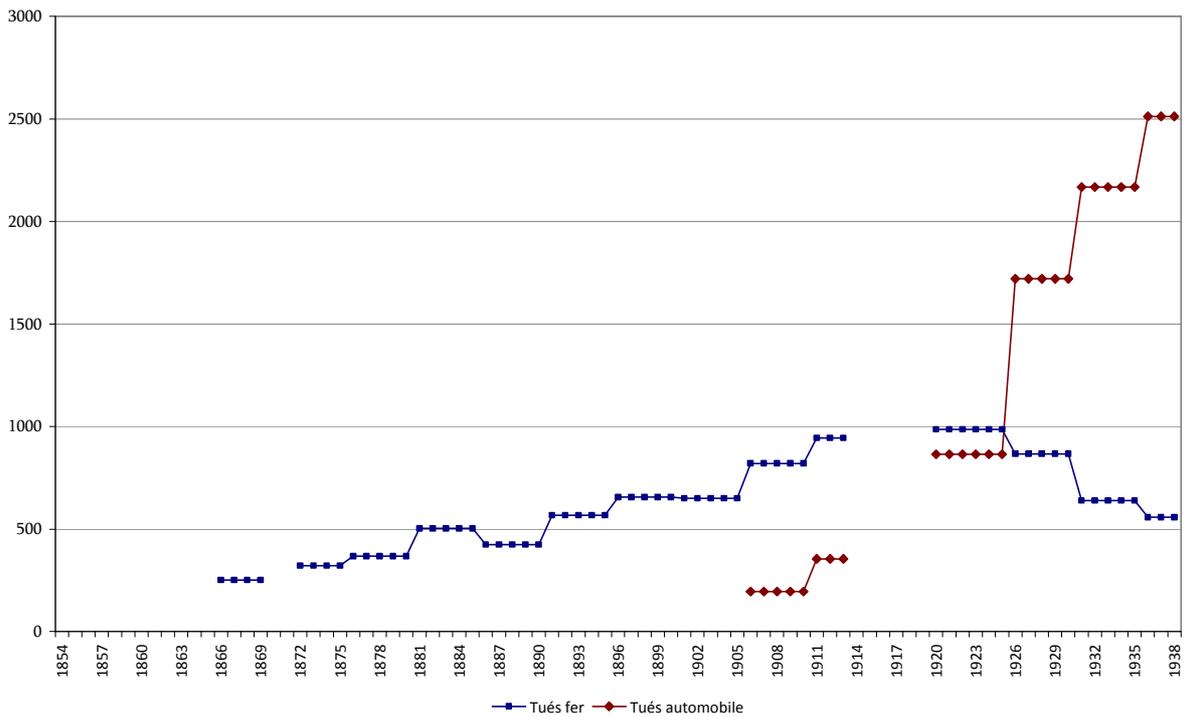
Les phénomènes à expliquer sont complexes et il ne faut pas penser que l'occurrence des accidents est uniformément répartie dans la population : en France, comme dans beaucoup

---

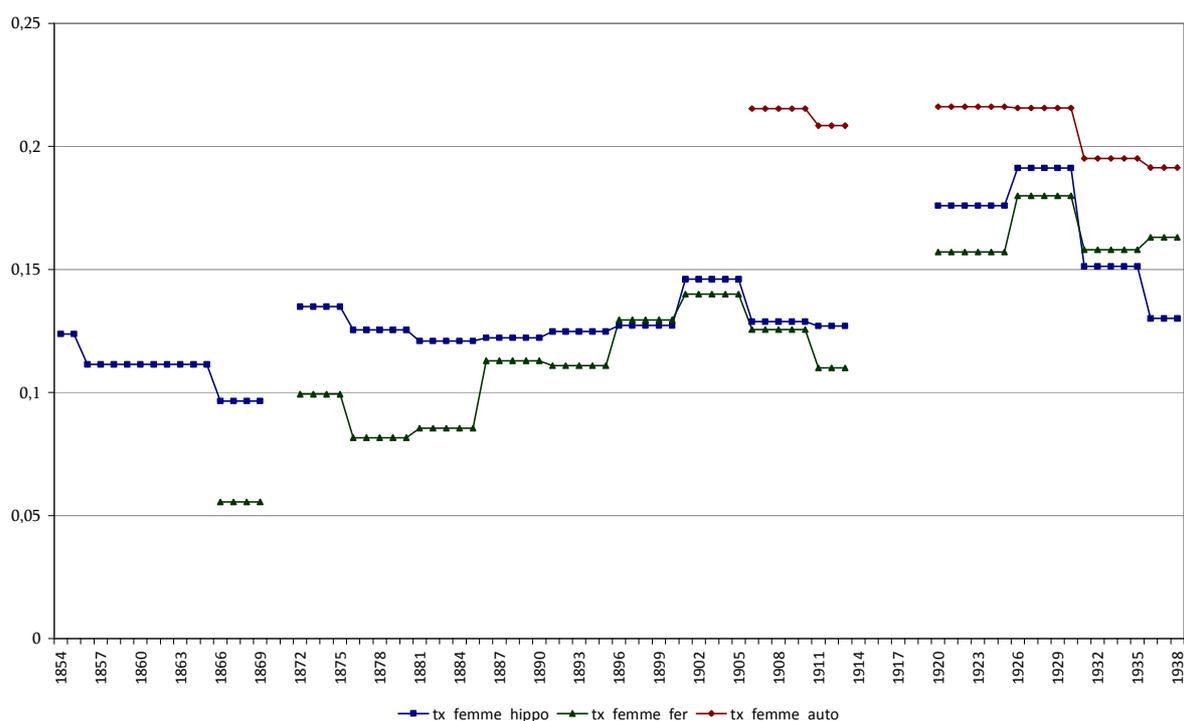
<sup>15</sup> De 100 mètres par jour à cheval en 1850 à 50 km par jour en voiture ou bus en 2000.

de pays développés, les deux tiers des accidents mortels ont lieu hors réseau supérieur et en particulier sur les « petites » routes qui ne sont pas très fréquentées par des habitants des grandes villes, ce qui implique des taux relativement élevés pour ces régions peu urbanisées. D'autres tendances à long terme sont non moins faciles à expliquer comme, à la Figure 6, celle de la proportion de femmes parmi les tués, très variable dans le temps et entre les modes mais toujours inférieure à la demie.

**Figure 5. Tués sur la route par des automobiles et tués par des trains, France, 1866-1938**



**Figure 6. Proportion des femmes parmi les victimes de chaque mode, France, 1866-1938**



Si la proportion atteignait une demie, elle serait alors sans effet notable sur la différence entre l'espérance de vie des hommes et des femmes. Il est intéressant de constater plus haut que la proportion féminine atteint un maximum au moment même où le nombre de tués est égal pour les trois modes, vers 1925, mais que l'ordonnancement modal ne change peu dans le temps : la proportion est toujours plus élevée pour l'automobile, moindre pour les chevaux et plus faible pour les trains (sauf un court moment au tournant du 20<sup>ème</sup> siècle).

### C. Constat de début de siècle

Nous avons donc été sauvés de la pollution causée par les chevaux, dont le purin représenterait de nos jours des quantités considérables, et des accidents fréquents qu'ils occasionnaient, par le moteur à explosion et les véhicules automobiles.

Ces derniers auraient tué approximativement 18 millions d'individus, et en aurait blessé 40 fois plus, au 20<sup>ème</sup> siècle (Bergeron, 1999) dans le monde où le nombre total de tués est mal connu : il varie entre approximativement 900 000, selon Jacobs & Aeron-Thomas (1999) et 1,2 millions<sup>16</sup> selon l'OMS (WHO, 2004) qui estime aussi le nombre annuel des blessés à 50 millions. Alors que faire en attendant la réinvention des véhicules moteurs à conduite individuelle autonome ? Pouvons-nous comprendre un peu ce qui se passe et aller au delà des modèles campés ici dans leur grandes lignes?

<sup>16</sup> Dont 90% dans les pays de niveau de revenu bas ou moyen où les taux officiels sous-estiment beaucoup les valeurs véritables. Le chiffre de 1,4 millions, maintenant avancé dans des documents gouvernementaux suédois sur la Vision Zéro, est utilisé en début de ce document.

La question est d'importance dans la mesure où les 600 millions d'automobiles actuellement sur les routes pourraient atteindre 3 milliards si le taux d'équipement continue à croître.

### 3. Peut-on y comprendre un peu plus ?

#### 3.1. Perspective de santé publique

##### A. Agir efficacement sans comprendre ou savoir

La perspective que nous adoptons est celle de la santé publique. Il y existe un savoir-faire qui justifie d'intervenir sans qu'on comprenne nécessairement quelque chose au fondement de la relation statistique constatée entre l'intervention et le résultat. Pensons à la vaccination contre la variole dont la seule pratique, à l'évidence « efficace » constatée à partir de 1796 par Edward Jenner, réussit à convaincre le parlement anglais de la rendre obligatoire en 1840. C'était 44 ans après que Jenner eut inoculé un jeune garçon avec la variole des bovidés et l'eut ainsi protégé de la variole des humains, conformément à sa prévision fondée sur ses propres observations antérieures à l'effet que ceux des personnels de sa propre ferme qui avaient souffert de la variole des bovidés étaient ensuite protégés de la variole des humains. C'est bien plus tard que l'on commença à comprendre un peu pourquoi la vaccination fonctionne, à « savoir » ce qui fonde la relation de savoir faire suffisamment établie intuitivement après, dans ce cas, 44 ans d'une pratique qui ne serait pas autorisée aujourd'hui.

En sécurité routière, on peut aussi affecter le résultat d'un bilan national sans connaître clairement pourquoi la relation « tient ». Le meilleur exemple est celui de « la vitesse qui tue » dont les limitations produisent généralement en gros l'effet escompté sur le nombre de décès, mais sans qu'il existe une méthodologie harmonisée (de l'attention, de la réactivité, de la psychologie des facteurs humains et de l'impact respectif de l'effet de la vitesse sur la fréquence et la gravité entre lesquelles on décompose souvent le produit de l'intervention) qui explicite le lien multiple et complexe entre la loi, son application et son résultat.

Comme pour la vaccination contre la variole, on dirait avec David Hume que c'est bien de la « conjonction constante » que l'on tire l'intuition de la causalité : la corrélation statistique porte à postuler un mécanisme qui n'en est pas moins intéressant et utile même s'il est fondamentalement incompris et comporte une part considérable d'aléatoire. S'agissant de la vitesse, il existe des milliers d'études de cas de tous genres sur lesquels est construite la pratique des interventions qui sauvent des vies.

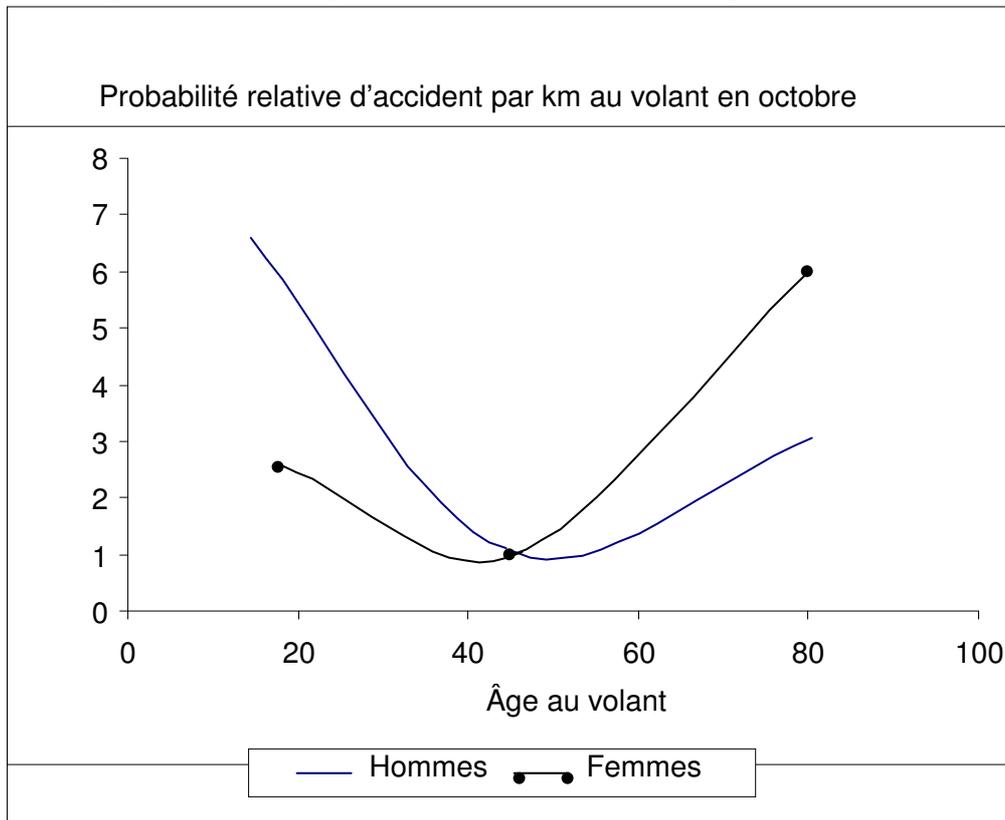
De la même façon, si ce que nous avons esquissé sur la structure en U de la relation entre l'âge et le risque par kilomètre au volant est juste, il s'agit là aussi d'une « structure moyenne » de type biologique âge-sexe (qui n'empêche en rien d'autres facteurs comme les conditions médicales d'accès au permis, l'éducation ou l'expérience<sup>17</sup> de jouer quelque peu

---

<sup>17</sup> Pour corriger ces courbes de l'impact de l'expérience et isoler l'impact pur de l'âge et du sexe, il faudrait savoir comment l'ancienneté d'un permis déplace la courbe (dans un sens ou l'autre) selon l'âge et le sexe au moment de la prise du permis. Il est possible que la correction pour l'expérience change les courbures,

sur les performances individuelles), dont les soubassements nous échappent largement. Comme on le voit à la Figure 7, il y même aussi de bonnes raisons de croire que les hommes et les femmes, s'ils ont le même risque kilométrique minimum à l'âge mûr, ont des courbes qui se croisent comme des ciseaux : la branche de gauche du U des femmes est beaucoup plus ouverte et basse que celle des hommes mais passe au dessus de celle des hommes au delà du minimum commun du risque par kilomètre.

**Figure 7. Fréquence d'accident par kilomètre au volant selon l'âge et le sexe, Montréal, 1982**



Source : Région du Grand Montréal, affectation par chemin le plus court (STCUM et SAAQ).

La représentation donnée sur cette figure pour l'ensemble des sévérités d'accidents n'est pas arbitraire mais résume l'allure de trois courbes spécifiques d'accidents par catégorie de gravité (accidents mortels, accidents avec blessures corporelles et accidents avec dommages matériels seulement). Pour chacune, le numérateur comprend les accidents répertoriés pour l'ensemble de la population de la région (avec constat de police ou avec simple déclaration à l'assureur) et le dénominateur les déplacements par automobile dont le kilométrage individuel est calculé par affectation fine des conducteurs sur le réseau routier. Ces dernières données proviennent d'une enquête Origine-Destination régionale qui fournit les caractéristiques socio-économiques pertinentes d'âge et de sexe des conducteurs ainsi que leurs déplacements par heure, origine, destination et motif. Ces informations permettent de les affecter très précisément sur les réseaux à leurs itinéraires

---

déplace verticalement et uniformément les courbes, ou change un peu leurs niveaux et leurs courbures. Bolduc *et al.* (1993, 1994) présentent des éléments qui permettent de distinguer entre âge et expérience.

les plus vraisemblables dans le territoire d'une grande région métropolitaine de plus de 3 millions d'habitants et de bien calculer la longueur des déplacements faits par ces personnes au volant.

## **B. Ni agir, ni comprendre : le nombre maximum de tués en 1972-1973**

Si modéliser et agir efficacement n'exige pas de comprendre, il arrive aussi qu'on n'y comprenne rien et qu'on subisse sans agir. Un exemple important pour nos fins est celui de l'explication du point de revirement du nombre de tués sur la route (en 1972 pour la France, à la Figure 3). Certains, comme Oppe (1991) ont bien constaté l'existence de ce maximum vers 1972-1973 pour 6 pays (Japon, USA, Allemagne, Grande-Bretagne<sup>18</sup>, Israël et Pays-Bas) et en ont tenté des descriptions statistiques (*e.g.* Orselli, 2004), mais sans en fournir d'explication structurelle : ajuster une fonction du temps, exponentielle<sup>19</sup> ou pas, logistique et symétrique ou pas, à des données revient à les décrire, mais ne les explique pas.

Pourquoi, en effet, un très grand nombre de pays ont-ils subi en même temps en 1972 ou 1973 (voire au même mois d'août) un maximum du nombre des tués sans que les uns aient pris plus ou moins de mesures que les autres pour causer ce changement de tendance ? On ne comprend pas vraiment pourquoi, tel qu'indiqué au Tableau 4, 13 pays voient un maximum en 1972-1973 alors que d'autres, comme l'Espagne, attendent jusqu'en 1989 pour avoir leur virage en propre. Pour tous ces pays, la forme générale de la courbe du nombre des tués ressemble énormément à celle de la Figure 3 pour la France.

Pour comprendre la force de ce retournement, consultons à la Figure 8 certaines variables importantes pour les 12 des pays aux noms inscrits en gras au Tableau 4 : nous incluons donc dans cet agrégat deux pays pour lesquels le maximum est manifestement hors plage 1972-1973, comme la Grande-Bretagne et l'Espagne. Pour cette dernière, le maximum est postérieur de 17 ans au maximum de l'ensemble des 10; pour le Royaume-Uni la situation est moins claire puisque la valeur de 8 135 tués atteinte en 1972 est pratiquement égale à celle du maximum antérieur de 8143 en 1965. Réduire à 11 ce groupe en éliminant l'Espagne augmenterait les pentes du « Mont 1972 », mais sans en changer la localisation. Constatons au moins que la crise de l'OPEP d'octobre 1973 n'a pas eu un effet important sur le kilométrage des véhicules, sauf peut-être un léger changement de son taux de croissance. Par contre, le maximum de 1972 est suivi d'une baisse plus importante du nombre des tués que de celui des blessés : la part des blessés semble augmenter.

---

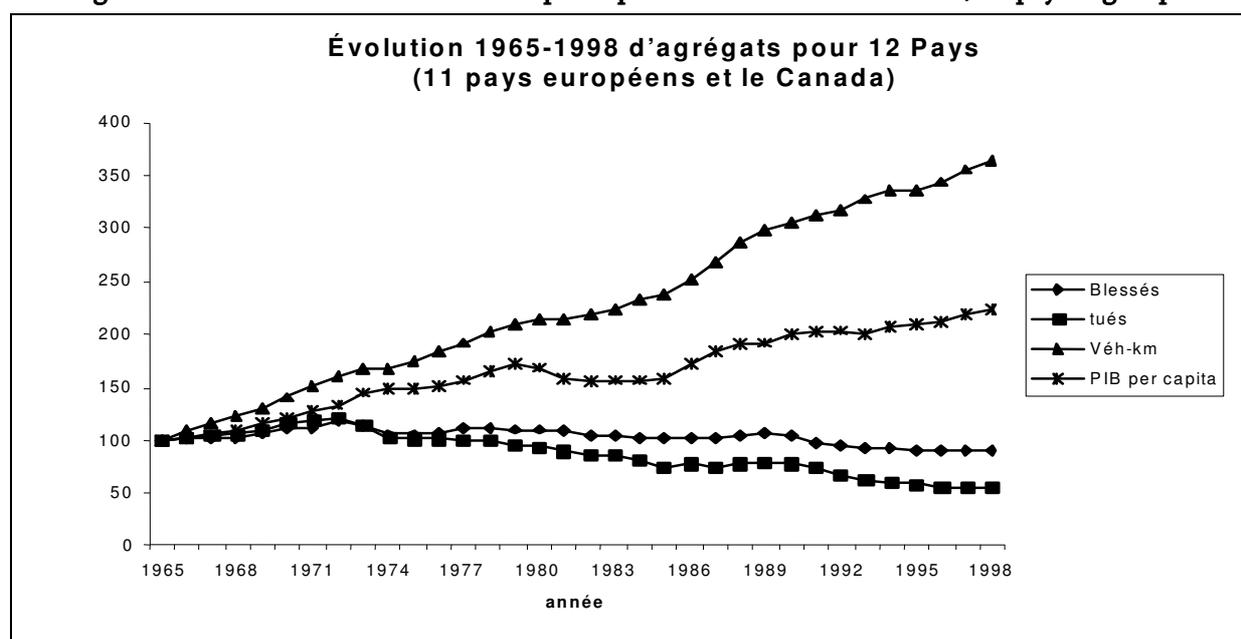
<sup>18</sup> Oppe néglige en fait à tort le maximum véritable, à peine plus élevé, en 1965.

<sup>19</sup> Comme le fait d'ailleurs remarquer Orselli (2004), une exponentielle décroissante à asymptote nulle « est incompatible avec le phénomène de stagnation du nombre de tués observé dans la plupart des pays développés ».

Tableau 4. Année du nombre maximum de tués sur route dans 25 pays

Année du maximum	N	Pays
1965-1966	2	Grande Bretagne, Suède
1970	3	Luxembourg, Japon, Norvège
1971	1	Suisse
1972	10	Israël, Autriche, Belgique, France, Finlande, Allemagne de l'Ouest, Irlande, Italie, Pays-Bas, États-Unis d'Amérique
1973	3	Canada, Danemark, Nouvelle Zélande
1975; 1977; 1978	2 +(1/2)	Portugal, Allemagne de l'Est (avant réunification), Australie
1988; 1989; 1990; 1991	3 +(1/2)	Islande, Espagne, Hongrie, Allemagne de l'Est (après réunification)

Figure 8. Évolution 1965-1998 du PIB per capita et d'indicateurs routiers, 12 pays regroupés



Le manuscrit dont sont tirés le Tableau 4 et la Figure 8 (Gaudry & Gelgoot, 2002) suggère que le taux d'occupation des véhicules (l'inverse de la variable explicative présentée en abscisse des miniatures présentées à la Figure 4 sur le modèle de Smeed) est un candidat sérieux à l'explication du maximum de 1972-1973. Il y est en effet suggéré que les autres causes envisageables (congestion, qualité moyenne et changeante du stock des conducteurs déterminée par le mélange âge-sexe, changement de la répartition modale, *etc.*) sont à écarter pour diverses raisons. Il est prétendu dans le manuscrit que, pour expliquer un tel phénomène dans autant de pays, il faut plutôt envisager l'hypothèse du changement démographique très important qui est l'occasion peu avant (dès 1970) d'une rupture à la hausse des achats d'automobiles apparemment causée par la vague des baby boomers de l'après-guerre dont la crête passe à peu près à ce moment dans ces pays.

On ne nous tiendra pas rigueur de supposer que cette vague démographique aura eu des effets très importants sur l'ambiance dans les universités en 1967-1968, sur les accidents de la route en 1972-1973 et sur le prix d'équilibre du marché de l'emploi vers 1975-1976. En Amérique, les salaires horaires réels moyens sont inchangés depuis 1975 ... Une vague

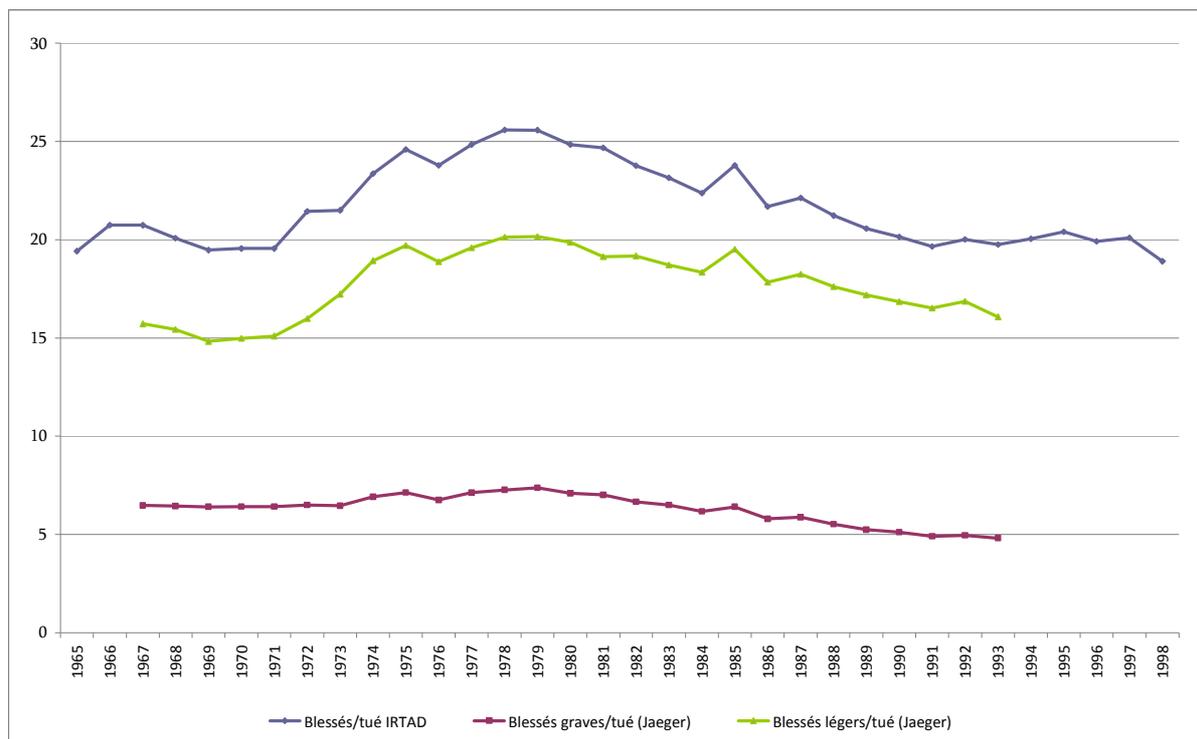
démographique implique des changements de tendance inaccessibles aux réglementations diverses qui en décalent les niveaux mais ne changent guère les points de retournement.

Divers travaux en cours explorent l'aspect routier de ces questions : réagissant à la question posée par le manuscrit d'où proviennent nos tableaux et figures sur « Le mystère de 1972-1973 », Stipdonk (2007) fait une analyse exploratoire des données hollandaises annuelles sur 55 ans (1950-2005). Il décrit, pour les Pays-Bas, les évolutions de toutes les combinaisons de collisions routières entre les victimes tuées par catégorie (piétons, deux-roues, voitures, camions, *etc.* ) en espérant qu'une analyse de leurs niveaux et parts respectives deux à deux ouvrira la porte à l'explication de l'évolution du total qui atteint son sommet en 1972 avec des pentes semblables, selon lui, à celles du Cervin. D'autres s'intéressent à la baisse tendancielle de divers taux routiers : Kopits & Cropper (2008) attribuent une partie de la baisse des tués depuis 1963 dans 32 pays développés à la chute du nombre de piétons tués (ce qui est pertinent en France au vu de la Figure 14) mais sans poser la question du mystérieux point de retournement 1972-1973. En fait, il devient alors utile de se demander ce qui arrive au nombre des blessés, comme on le fait à la Figure 9.

Si l'agrégation des tués a un sens, surtout après adoption d'un délai commun (les données nationales sur les tués sous jacentes à la Figure 8 ont une base commune, celle du délai de 30 jour calculé pour chaque pays par l'IRTAD), les définitions nationales des blessés diffèrent par contre trop pour agréger confortablement les blessés de la même façon. Pour la France, la Figure 9 porte à croire que le nombre de blessés par tué est en baisse tendancielle depuis 1978 (ou 1979 selon la source considérée), indépendamment de la gravité des blessures. On note cependant pour l'année 2007, en France, une diminution des tués et une hausse des blessés.

Il est beaucoup plus facile d'expliquer des baisses soudaines de tendance des accidents ou des victimes par catégorie suite à la mise en vigueur de lois que d'expliquer la tendance elle-même ; et il est plus difficile encore d'expliquer un point de retournement plurinational comme celui de 1972-1973. Comme le nombre de tués donne actuellement des signes de redressement dans plusieurs pays, dont les États-Unis d'Amérique, cela est d'importance : la tendance est-elle en train de se retourner de nouveau dans ces pays et pourquoi ?

Figure 9. Blessés par tué, France 1965-1998 ou 1967-1993



### 3.2. Sept difficultés

Disons d'emblée que comprendre l'évolution des bilans routiers nationaux, notre objectif dans cette étude, est difficile mais n'empêche en rien de tenter de modéliser les relations d'intérêt. Mais avant de fournir un résumé structuré de cette modélisation par type de modèle (agrégé, désagrégé) dans les prochaines sections (4 et 5), il est utile de discuter des difficultés posées par la modélisation visée, et cela de manière générale et indépendante de la nature des données, si décisive et discriminante soit-elle. On ne peut pas extraire l'analyse de l'insécurité routière sans considérer la structure de l'explication.

#### A. Innovations : décomposition et endogénéité, corrélation et substituabilité

Dans sa revue de la littérature sur la question, Page (1997) opine que la formulation du modèle DRAG-1 (Gaudry, 1984) constitue une charnière de la modélisation dans ce domaine. Les études diverses sur les méthodologies d'analyse de l'insécurité routière, dont OECD (1997), COST 329 (1999), Reurings & Commandeur (2007) et Antoniu *et al.* (2007), formulent des avis compatibles à celui de Page. Qu'en est-il ? Assurément le modèle DRAG est agrégé, comme celui que Page développe alors lui-même (et dont nous avons parlé plus haut), mais ce que vise ce dernier est autre : il s'agit du changement de perspective apporté, indépendamment du caractère agrégé ou discret des données qu'il s'attache à expliquer.

Au premier regard, DRAG-1 substitua à l'explication directe du nombre de victimes (habituellement des tués) par une régression de forme mathématique fixe une formulation

à plusieurs niveaux (avec leurs sous-catégories) comprenant des relations entre variables endogènes du système circonscrit et dont les multiples équations étaient maintenant estimées avec des formes mathématiques souples décidées par les données.

En simplifiant à peine, les modèles (agregés notamment) d'insécurité routière relient bien directement, comme en (0-2), le nombre de victimes (tuées ou parfois blessées aussi) à des facteurs divers par des régressions construites de variables insérées dans leur forme linéaire naturelle (ce qui implique une décomposition du total par tranches mises bout à bout) ou logarithmique (ce qui implique des interaction multiplicatives entre elles), selon le schéma suivant :

$$(1) \quad \text{Victimes} \leftarrow (\text{Demande Routière, Autres facteurs}) \quad [\text{Performance risque}]$$

qui est représentatif de l'état de cette littérature explicative de la performance sécuritaire. Plus précisément, on distinguera quatre aspects principaux du changement alors apporté.

### i) Décomposition des sinistres par niveaux

La première innovation de DRAG était de substituer à cette explication directe en (1) d'une perte L une explication indirecte ou dérivée de l'explication propre des composants de L. Toute perte accidentelle L est bien par définition le produit d'une exposition E, d'une fréquence F et d'une gravité G de l'occurrence, comme on peut l'exprimer dans la définition comptable :

$$(2) \quad \text{Décomposition de perte :} \quad L = E \cdot F \cdot G \quad [\text{Performance Perte}].$$

qui, appliquée aux victimes corporelles VI [et peut-être au dommages matériels], s'écrit :

$$(3) \quad \text{Victimes :} \quad VI = DR \cdot A \cdot G \quad [\text{Performance Dommages}].$$

Si on explique individuellement les composants DR, A et G de cette décomposition, vraie par définition, par des ensembles de variables exogènes X ou endogènes Y, on doit écrire :

$$(4) \quad \text{Demande Routière (veh-km)} \quad : \quad DR \leftarrow ( \quad , Y , X^{\text{dr}} ) \quad [\text{Risque d'exposition}];$$

$$(5) \quad \text{Accidents (occurrence/veh-km)} \quad : \quad A \leftarrow ( DR, Y , X^{\text{a}} ) \quad [\text{Risque de fréquence}];$$

$$(6) \quad \text{Gravité (victimes/accident)} \quad : \quad G \leftarrow ( DR, Y , X^{\text{g}} ) \quad [\text{Risque de gravité}],$$

où Y désigne dans un étage propre des facteurs endogènes et simultanés dans le contexte choisi, par exemple le choix de vitesse, de port de la ceinture de sécurité et du baudrier, ou encore la consommation d'alcool, qui obtiennent leur propres explications :

$$(7) \quad \text{Comportements de conduite :} \quad Y \leftarrow ( \quad , X^{\text{y}} ) \quad [\text{Risque de comportement}].$$

Cette première innovation permet de distinguer entre les effets de n'importe quelle variable  $X_k$  sur l'exposition, sur la fréquence et sur la gravité à partir des équations (4)-(5)-(6), au lieu de se limiter à son effet net sur les victimes obtenu directement par l'équation (1). Mais ce gain en compréhension exige de développer des équations pour chaque niveau de la décomposition, connue depuis longtemps des assureurs qui considèrent chacun des 3 risques. De même, certaines dépenses d'autoprotection des consommateurs visent à réduire le risque de fréquence alors que des d'autres dépenses dites d'auto-assurance visent plutôt la réduction de la gravité d'accidents qui arriveraient.

La gageure implicite de la décomposition conduisant à des équations distinctes est que chaque type de risque réagit de manière propre. Cette différence de réaction peut se porter sur la taille et la direction des effets ; mais elle peut aussi consister en des formes différenciées des relations entre facteurs explicatifs et effets, sujet esquissé sous peu.

### ii) Structure d'endogénéité et cas particuliers de simultanéité

Considérons le comportement à court terme d'un ménage et structurons les relations qui nous intéressent entre les variables dites endogènes, c'est à dire expliquées par le système dont il faudrait estimer les équations dans ce contexte hypothétique particulier. Certes, le niveau de la motorisation [  $M$  ] du ménage, où  $M$  désigne autant la quantité de véhicules du parc et leurs diverses caractéristiques techniques et sécuritaires, est prédéterminé, c'est à dire donné, même s'il serait endogène à moyen terme. Quelles relations envisager ?

Au niveau individuel, on pourrait penser que la demande routière et le taux d'occupation des véhicules, disons [  $DR_i$  ,  $OCC_i$  ], dépendent d'un processus complexe de demande de mobilité et d'offre de conduite dans les ménages et que ces ménages tiennent au moins compte du risque anticipé d'accident et de gravité [  $A$  ,  $G$  ]\* dans une décision de *s'exposer* qui est par ailleurs influencée par de nombreux autres facteurs, comme la ligne 1 du Tableau 5 en fait foi. Ces « autres facteurs » comprennent [  $M_i$  ] et bien d'autres éléments.

Tableau 5. Structure simultanée d'un modèle individuel de court terme à quatre étages

	Dépendantes		Endogènes explicatives	Exogènes explicatives	Équation du risque
1	[ $DR_i$ , $OCC_i$ ]	←	$f^{d,o}$ { [ $CC_i$ ] ; [ $A$ , $G$ ]* ;	[ Autres facteurs ] <sub>i</sub> <sup>d,o</sup> }	d'exposition : kilométrage et taux d'occupation
2-3	[ $A$ , $G$ ]	←	$f^{a,g}$ { [ $DR_i$ , $OCC_i$ ] ; [ $CC_i$ ] ;	[ Autres facteurs ] <sub>i</sub> <sup>a,g</sup> }	de fréquence et de gravité d'accident
4	[ $CC_i$ ]	←	$f^{cc}$ { [ $DR_i$ , $OCC_i$ ] ; [ $A$ , $G$ ]* ;	[ Autres facteurs ] <sub>i</sub> <sup>cc</sup> }	de comportement de conduite

Dans la même veine, le conducteur aura un *comportement de conduite* [  $CC_i$  ] influencé à tout moment par sa perception du risque d'accident en fréquence et gravité [  $AG$  ]\*. Tel que représenté à la ligne 4 du même tableau où la présence d'autres facteurs est aussi

rappelée et où on suppose que le conducteur tient compte de sa propre décision de faire un déplacement plus ou moins long et d'emporter biens et autres personnes [  $DR_i$  ,  $OCC_i$  ].

Sur le réseau, la demande exprimée [  $DR_i$  ,  $OCC_i$  ] et le comportement de conduite [  $CC_i$  ] impliquent un risque de fréquence et de gravité [  $A$  ,  $G$  ] qui, tel que signifié à la ligne 2-3 du tableau, dépendra aussi de facteurs propres extérieurs au système des variables endogènes supposé ici. Dans ce système, les variables endogènes, tant dépendantes qu'explicatives, forment ainsi une matrice pleine 3x3 où chacune dépend des autres en plus de dépendre de facteurs extérieurs. Une telle formulation a des implications considérables sur l'interprétation des résultats des équations individuelles.

Envisageons par exemple le cas où les « autres facteurs » dans les lignes 2-3 et 4 comprennent des caractéristiques de tracé, de géométrie, de surface et de signalisation des segments routiers. Si le comportement de conduite [  $CC_i$  ], expliqué en ligne 4 et explicatif en ligne 2-3, s'avère significatif en 2-3, il faudra se rappeler que ces caractéristiques y sont significatives *compte tenu de l'ajustement au risque où elles jouent déjà un rôle* : une telle significativité statistique implique que le risque objectif d'accident déterminé en 2-3 n'est pas complètement expliqué par sa prise en compte (comme risque évalué correctement) en [  $CC_i$  ].

À cause de la simultanéité des relations, on ne pourra plus interpréter les résultats des équations formulées en lignes 2-3 de manière bête et méchante en disant : « le tracé et la géométrie a tel effet sur les accidents ». Il faudra plutôt dire : « après que leur rôle ait été pris en compte en 4, le tracé et la géométrie de la chaussée ont quand même un effet résiduel sur les accidents (ou leur gravité) en 2-3 ». Le résultat statistique obtenu suggère alors<sup>20</sup> que le risque objectif est en fait éventuellement différent du risque anticipé puisque le nombre ou la gravité des accidents dépend quand même des caractéristiques de la chaussée après prise en compte de leur risque propre : les conducteurs n'ont pas seulement le niveau d'accidents qu'ils anticipaient, mais un autre niveau parce qu'ils lisent bien ou mal la chaussée. Le tracé et la géométrie de la chaussée causent donc au total un nombre d'accidents différent (plus grand ou plus faible) de celui qui était visé par les conducteurs qui n'obtiennent pas exactement le *nombre d'accidents et leur gravité perçus* en 4.

Un problème semblable se pose si une des équations de la « ligne » 4 détermine la consommation d'alcool. Imaginons qu'une nouvelle loi ou réglementation réduise le taux légal d'alcoolémie et que les conducteurs conduisent avec un nouveau taux qui fait bien partie de [  $CC_i$  ]. Comme la mise en vigueur de nouvelles lois est typiquement représentée dans les modèles par une variable (Booléenne) insérée dans « autres facteurs » en 2-3, son sens y devient : « après ajustement de [  $CC_i$  ], l'impact résiduel de la nouvelle loi est... ».

---

<sup>20</sup> Pour des détails, voir Gaudry (2006a).

Car l'effet de la nouvelle loi en lignes 2-3 ne correspond pas à son impact total, qui passe d'abord « indirectement » par [  $CC_i$  ] : l'effet « direct » en 2-3 n'est plus alors qu'un effet résiduel (quelque soit son sens) à considérer en sus de celui déjà passé par la voie [  $CC_i$  ].

La prise en compte de la simultanéité de variables endogènes dépend du contexte et de la disponibilité des données. Par exemple, il est rarissime de disposer d'observations sur les vitesses adoptées<sup>21</sup>, qui font en principe partie de [  $CC_i$  ]. En leur absence, une variable  $X_k$  présente parmi les « autres facteurs » de 2-3 —les prix des carburants par exemple— jouera en 2-3 un rôle combiné<sup>22</sup> d'effet « net ». Aux États-Unis d'Amérique les prix à la pompe des carburants routiers changent souvent parce qu'à la taxe fédérale (TIPP en France) s'ajoute une taxe par état qui varie au gré des élections locales<sup>23</sup>, ce qui a favorisé les études sur l'impact de l'effet du prix des carburants routiers sur les accidents par ces voies des formes dites réduites (Grabowski & Morrissey, 2004, 2006). En ce sens, toute formulation, par exemple celle de DRAG-1 résumée au Tableau 6, est particulière.

Cette formulation du problème, qui reflète le court terme des données mensuelles, est véritablement simultanée —ce qui est déterminant pour interpréter des résultats, comme on vient de le rappeler— mais la vitesse ne fait pas partie des trois équations de ligne 4 qui y sont spécifiées et estimées : ces équations ne portent que sur les ventes totales d'alcool, le nombre de permis de conduire et la taille du parc automobile, toutes trois traitées comme endogènes expliquées et explicatives.

L'innovation à cet égard tient donc à la structuration elle-même du problème comme système d'équations simultanées à quatre étages, malgré que la forme estimée en soit récursive et que les méthodes d'estimation utilisées traitent les équations une à la fois. Mais la récursivité illustrée au Tableau 6 était en fait un résultat parce que des tests avaient montré que le risque d'accident n'avait, avec ces données agrégées mensuelles, aucun impact décelable sur la demande routière : si ce résultat n'est guère étonnant avec des données agrégées, il l'aurait été davantage dans un modèle de données individuelles.

---

<sup>21</sup> Certaines parties des différents types de réseaux routiers sont équipés de boucles qui permettent d'obtenir une estimation de la vitesse du flux. Cette collecte d'information reste localisée.

<sup>22</sup> Pour être à l'aise avec ce raisonnement, le lecteur intéressé doit être familier des notions de forme structurelle et de forme réduite en économétrie.

<sup>23</sup> Beaucoup plus que les changements de TIPP régionale en France, autorisés depuis 2006 mais dans des limites très strictes. Les états américains et les provinces canadiennes sont libres d'imposer le niveau de TIPP qu'ils veulent en sus de la TIPP fédérale.

**Tableau 6. Structure simultanée et récursivité des endogènes expliquées dans DRAG-1**

Séquence de détermination récursive des variables endogènes			Variables endogènes et variables exogènes explicatives
3 ←	← 2	← 1	
Vecteur des endogènes simultanées : { OCC , DR , A , G , CC , V }		Demande de mobilité et offre de conduite (DVP)	←[..... , M ,..... ]
▼ ▼ ▼		Taux d'occupation des véhicules (OCC)	←[....., DVP , ..... ]
▼ ▼		Demande Routière (DR)	←[( —, ———), ———, FACTEURS] (X <sub>1</sub> )
VI ≡	Fréquence d'accident (A)		←[(DR, OCC), CC , FACTEURS] (X <sub>2</sub> )
	Gravité des accidents (G)		←[(DR, OCC), CC , FACTEURS] (X <sub>3</sub> )
Comportement de conduite (prudence) (CC)			←[....., OCC, .....]
Vitesse réalisée (V)			←[ DR, — , CC , T , .....]
▲ ▲ ▲ ▲		Services de l'infra. (T)	←[.....]

où

- V\* ≡ Vitesse *désirée* (distincte de la vitesse *réalisée* V)
- CC ≡ B ≡ Port de la ceinture et du baudrier
- C ≡ Compétence ← (Qualité du conducteur (Âge/Sexe), Vigilance, Ébriété, Autre)

**iii) Forme fonctionnelle souple et corrélation statistique**

Une autre innovation s'attachait à substituer aux formes fixes prédéterminées de la régression, où les variables apparaissent volontiers linéairement ou en logarithmes, l'usage des transformations Box-Cox applicables à toute variable dépendante ou explicative  $Var_v$  :

$$(8) \quad Var_v^{(\lambda)} \equiv \begin{cases} \frac{(Var_v)^\lambda - 1}{\lambda} & , \quad si \neq 0, \\ \ln(Var_v) & , \quad si \rightarrow 0. \end{cases}$$

Dans le cas particulier de régression de forme logarithmique, les coefficients d'une variable présente dans chacune des équations (4), (5) et (6) ont une somme exactement

égale au coefficient de la même variable dans (1) parce que la décomposition appliquée est celle d'un produit. Si les relations ne sont pas logarithmiques, les gains en compréhension obtenus par la décomposition sont plus importants encore.

La transformation de Box & Cox (1964) n'était pas nouvelle en 1984 puisque des chercheurs réputés comme Davidson & McKinnon (1993) pouvaient prétendre un peu après qu'elle était la transformation non linéaire la plus utilisée en économétrie parce qu'elle comprend comme cas particuliers emboîtés la forme linéaire ( $\lambda = 1$ ) et logarithmique ( $\lambda = 0$ ) des variables, les plus courantes en modélisation. Ce qui était osé était de les utiliser dans un **systeme d'équations** afin de démontrer que les explications des divers composants du risque étaient objets d'explications spécifiques. Un des prix à payer pour cet usage était d'exprimer tous les résultats sous forme d'élasticités parce que les coefficients  $\beta_k$  des variables, déjà difficiles à interpréter intuitivement dans les régressions linéaires, perdent toute signification obvie lorsque chaque variable de la régression est transformée par une puissance déterminée par les données.

L'usage des transformations a d'autres conséquences plus profondes encore puisqu'elle modifie la corrélation entre les variables, et notamment leurs covariances : elle affecte donc l'existence, la taille et le signe des coefficients  $\beta_k$  qui établissent la présence de la corrélation statistique. Une autre conséquence de leur usage dans notre contexte tient à la relation entre intuition et corrélation statistique. L'intuition, locale et bi-factorielle, est bonne si le modèle est vraiment  $y = \alpha X + \beta$ , c'est-à-dire si la forme est quasi-linéaire, monotone et symétrique ; le problème est que la vraie corrélation est multifactorielle et porte sur des transformations inconnues des variables. Le vrai modèle est en réalité  $y^{(a)} = f(X_j^{(\beta)}, X_k^{(\lambda)})$  et peut même, pour plusieurs effets, être non monotone et asymétrique. L'usage des transformations Box-Cox est donc subversif, au meilleur sens épistémologique du terme, puisqu'il approfondit l'affirmation de David Hume citée plus haut en montrant qu'elle est implicitement faite dans un espace approximativement linéaire (et monotone) alors qu'en réalité la corrélation devrait être établie dans l'espace optimal déterminé par les données, parce que forme et corrélation statistique ne sont déterminables qu'ensemble.

Soulignons aussi en passant que notre intuition spontanée sur les accidents est plutôt globale et porte sur la fréquence, rarement par tranche de gravité. On ne dit jamais : « Ceci a un effet positif sur la fréquence des accidents légers et négatif sur les accidents graves, mais nul sur les accidents de gravité moyenne ». Il faut, par le modèle, aller bien au delà.

#### **iv) Sous-catégories des niveaux : système de demande et substitution**

Le quatrième élément à toutes fins utiles absent de la pratique antérieure de la modélisation en accidentologie routière est l'usage systématique de sous-catégories de la fréquence et de la gravité (et de la demande routière) dans la mise en application de la structure centrale encadrée de noir du Tableau 6. Si la distinction entre fréquence et gravité rencontrait le langage des assurances, la ventilation entre catégories de gravité de la fréquence et de la gravité rencontrait celui de l'épidémiologie où morbidité et mortalité

sont des catégories essentielles bien établies depuis longtemps, au moins au sens descriptif des termes, sinon au sens de leurs explications différenciées.

Et si DR, A et G sont en fait des **vecteurs** plutôt que des scalaires, on peut y déceler de la substitution ou de la complémentarité entre les diverses couches, comme dans les systèmes complets de demande. Si Peltzman (1975) avait bien été le premier à expliquer un vecteur de pertes, comme nous l'avons souligné plus haut, il n'avait pas étudié ses trois équations à la recherche de substitution, comme en économie, d'autant plus qu'il ne distinguait pas entre fréquence et gravité des totaux qui l'intéressaient<sup>24</sup>.

En fait, le croisement des catégories des assurances et de celles de l'épidémiologie autorise la recherche de substitution ou de complémentarité non seulement entre les étages de la fréquence et de la gravité mais aussi entre les demi-étages ou couches des sous-catégories. Un embarras de richesse, en fait, comme dans les systèmes complets de demande de la théorie du comportement du consommateur, mais pour quelque chose de beaucoup plus difficile à modéliser et à interpréter qu'un système complet de demande entre biens.

Il ne faut pas sous estimer l'importance de ces nouvelles substitutions. Il devient possible de dire : « Le facteur  $X_{10}$  augmente le nombre total d'accidents, ce qui est une excellente chose parce que le nombre de tués diminue considérablement ». Symétriquement, des affirmations comme : « L'usage de téléphones portables au volant cause plus d'accidents » s'avère d'un intérêt limité si on n'apprend rien sur la gravité des accidents qui s'ensuit dans ce cas : les chauffeurs réduisent-ils leur vitesse et ont-ils des accidents moins graves mais plus nombreux ? ». Peut-être n'y a-t-il pas assez de données sur les accidents avec portables au volant : on ne sait pas et on a tendance à juger à partir d'échantillons très petits.

La complexité des questions ne doit pas nous effrayer : les comportements au volant font l'objet de répétitions nombreuses et de choix journaliers raffinés. Il n'est donc plus possible de limiter les travaux à l'analyse des tués : leur baisse a-t-elle des effets sur le nombre de blessés lourds ? Cette question de la substitution entre tués et blessés, notamment graves, se pose et n'est pas sans implications sur le don d'organes qui sauve des vies ailleurs.

Consultons à ce sujet aux Figures 10 à 12 des ratios calculés à délai constant (pour les tués) pour la France. En 2005, la signification de tels ratios y a changé parce que le nombre de tués a augmenté mécaniquement lors de la prolongation du délai de 6 à 30 jours et parce que le nombre de blessés graves a aussi augmenté en changeant le délai d'hospitalisation

---

<sup>24</sup> Les effets de la réglementation sécuritaire des véhicules qui l'intéressaient auraient peut-être été identifiés d'une manière plus convaincante car on s'attend justement à ce que les dépenses d'autoprotection et d'auto-assurance imposées par les gouvernements modifient les paniers en cause.

d'au moins 6 jours à au moins 24 heures (et celui des blessés légers à un délai d'hospitalisation inférieur ou égal à 24 heures (absence d'hospitalisation comprise)).

Figure 10. Blessés graves par tué, France 1967-1993 (Source : Jaeger)

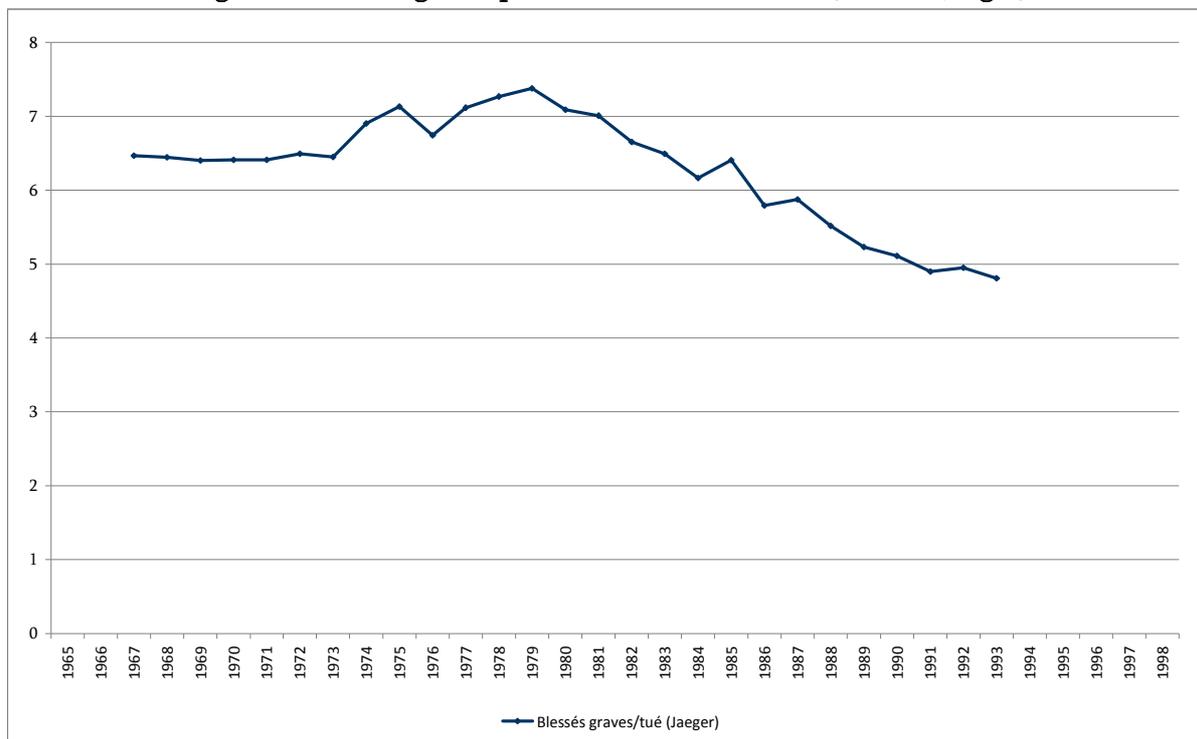
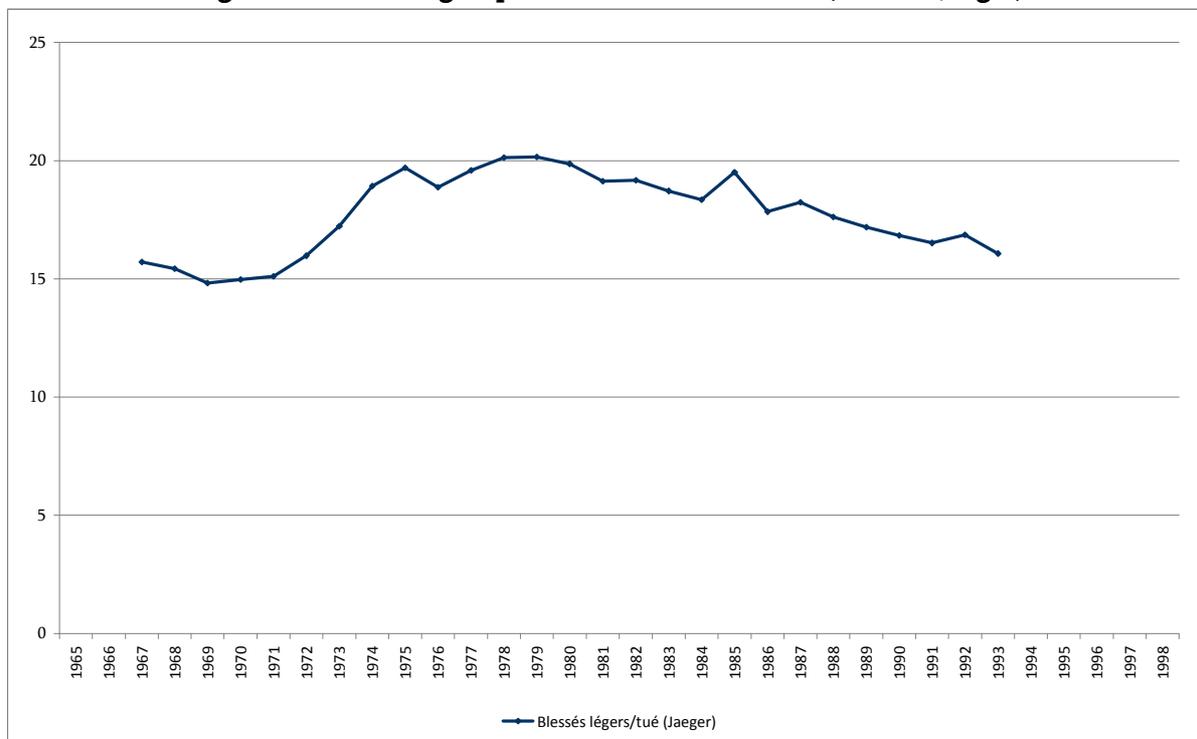


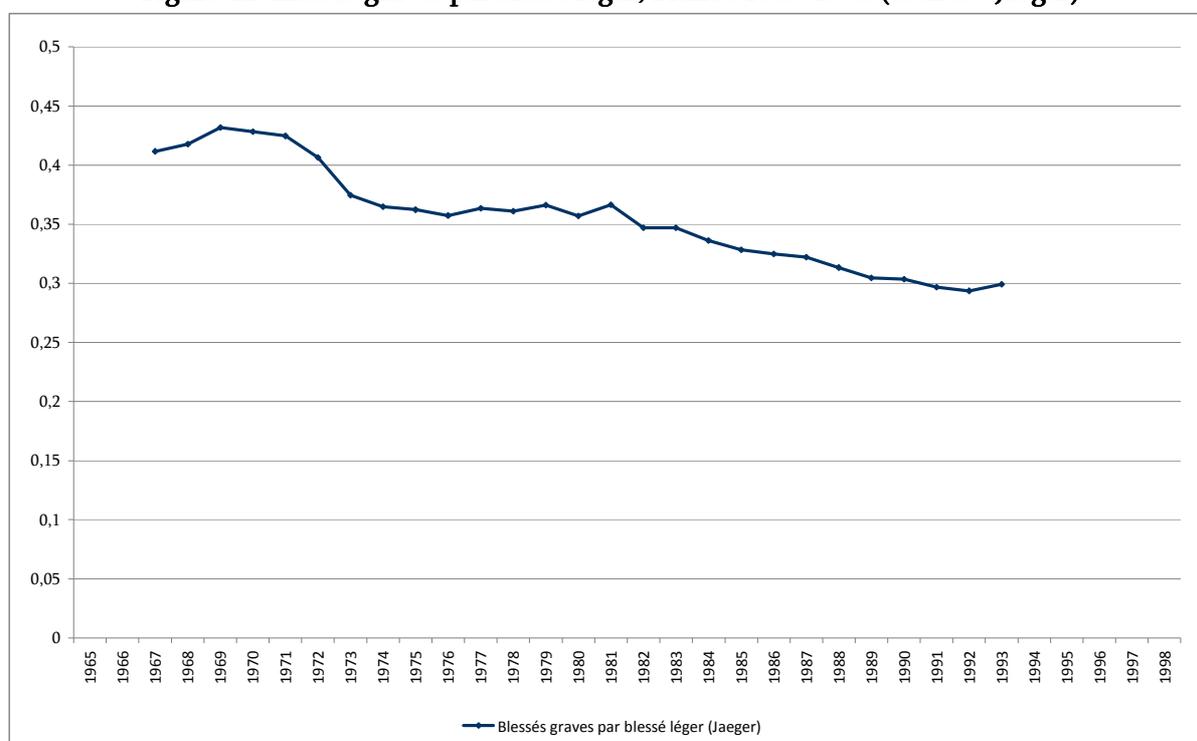
Figure 11. Blessés légers par tué, France 1967-1993 (Source : Jaeger)



Le délai compte : depuis 2005, le ratio des blessés graves par tué de la Figure 10 ne diminuera mécaniquement que dans la mesure où la hausse du numérateur sera proportionnellement plus faible que celle du dénominateur ; mais une hausse « comptable » soudaine du ratio est compatible avec une continuation de la tendance observée à la Figure 10.

Il faudrait étudier cette question avec des séries longues, y compris d'hospitalisation des accidentés de la route, et déterminer les valeurs les plus probables et leur évolution. Comme l'indique déjà la Figure 9, il est à toutes fins utiles certain que le maximum du nombre de tués en 1972 ne concorde pas avec le maximum du nombre de blessés graves par tué en 1978-1979 et que ce dernier ratio subit ensuite une baisse tendancielle (plus lisible sur la Figure 10 que la Figure 9).

Figure 12. Blessés graves par blessé léger, France 1967-1993 (Source : Jaeger)



Ces figures portent à croire que le nombre de blessés graves baisse vraiment plus rapidement que le nombre de tués. Mais des analyses plus poussées peuvent réserver des surprises : aux Pays-Bas, une analyse de 22 années de séries chronologiques vient de montrer (Kampen, 2007) que les chiffres sur les blessés graves, construits à partir des admissions à l'hôpital comprennent 8% de patients indemnes gardés 24 heures « sous observation » et 14% de blessés très légers<sup>25</sup>. C'est la baisse trop lente du ratio qui a mis à puce à l'oreille des chercheurs. Toutefois, une telle analyse déplace le niveau d'une variable mais n'en change pas nécessairement le maximum ou la tendance. Il est même

<sup>25</sup> En France, dans le Rhône, les études descriptives tendent à relativiser ce résultat.

possible que la gravité moyenne des accidents avec blessés baisse, car non seulement le nombre de blessés légers baisse aussi depuis 1978 ou 1979, comme l'indique la Figure 11, mais le nombre de blessés graves baisse plus vite que le nombre de blessés légers, comme l'indique le ratio de la Figure 12. Mais la tendance du dénominateur est-elle juste ? Pour répondre à des questions sophistiquées, il faut des modèles sophistiqués.

## **B. Autres difficultés : multifactorialité, temporalité, données et agrégation**

### **i) Multifactorialité : PIMCYA**

Comme tout accident implique par définition un conducteur, un véhicule et une infrastructure, on dit en général que ces trois sujets doivent monopoliser l'attention des chercheurs. Mais en fait il y a au moins quatre piliers des modèles, puisque les activités économiques y sont décisives. En effet, si on distingue traditionnellement, au niveau microéconomique, entre les 3 premiers piliers « constitutifs » de la sécurité routière que sont les véhicules (M), les infrastructures (I) et les conducteurs (C), la dimension économique (A) constitutive du quatrième pilier est néanmoins fondamentale.

Il s'agit pour A du « niveau de la mer<sup>26</sup> » qui est nécessaire pour préciser le sens des dimensions d'un accident particulier qui implique *par définition* du système de transport *en t*, M, I et C pour chaque « barque », et de certains prix pertinents P. Et comme on distingue souvent, parmi les caractéristiques des conducteurs, celles qui sont reliées à sa compétence et celles qui sont de nature socio-économiques, comme son revenu, il est utile de distinguer entre les deux dimensions et d'écrire explicitement plutôt [ C , Y ].

L'ensemble devient alors :

- P : Prix (des carburants, des assurances, de l'entretien des véhicules, des modes en concurrence et des amendes si elles sont exclues de [ I ] ) ;
- I : Infrastructures (géométrie du tracé en plan et en long, structure et couche de roulement de la chaussée, signalisation, gestion du trafic et police, météo) ;
- M : Véhicules (quantité, caractéristiques et état d'entretien, poids total en charge et nature du chargement) ;
- C : Caractéristiques qui influencent la compétence des conducteurs (Âge, sexe, facteurs médicaux, fatigue et ébriété sous diverses formes) ou leur comportement de conduite [ CC ] ;
- Y : Caractéristiques socio-économiques des conducteurs, (Revenu, catégorie socioprofessionnelle, statut dans le ménage ; facteurs culturels et religieux) ou, plus généralement, de la population concernée ;
- A : Activités économiques (niveaux, composition<sup>27</sup> sectorielle et motifs des déplacements).

---

<sup>26</sup> Comme la demande de transport est une demande dérivée de l'activité économique, la prise de risque qu'elle comporte nécessairement le sera aussi. Mais la définition du risque afférent n'est pas simple.

<sup>27</sup> Les motifs des déplacements des personnes et la nature des biens transportés ont des effets distincts.

Mais construire l'ensemble approprié [ P , I , M , C., Y , A ] pour un environnement donné requiert un choix et une harmonisation des variables. L'harmonisation des variables constitue une véritable tâche de modélisation de ces dernières, pratique normée comme celle des modèles par des comités scientifiques européens comme SpotlightsTN pour les transports (voir Gaudry *et al*, 2002) qui a développé aux deux fins (données et modèles) la norme commune SPQR. On dirait en anglais qu'il y a bien deux tâches complémentaires, respectivement de *data modelling* et de *modelling of data*.

Il serait trop long ici de faire des listes de variables, qui vont du cycle menstruel<sup>28</sup> (Liskey, 1972) au cycle macroéconomique, sans oublier le cycle de vie si décisif au moins dans l'explication de l'exposition. On pourrait aussi chercher à distinguer entre ce qui est de premier et de second ordre d'importance, ce qui n'a jamais été fait et constitue un excellent objet propre de la recherche à venir ou ce qui ne présente pas d'intérêt particulier : quel est l'intérêt, pour l'explication des bilans nationaux, de la propension aux accidents des gauchers, des fumeurs ou des règles ?

## ii) Temporalité

Une autre tautologie intéressante de l'avis de certains est celle de la « matrice de Haddon » dont les trois lignes désignent l'avant, le pendant et l'après d'un accident, comme le font les structures grammaticales des langues euro-européennes (par le passé, le présent et le futur), et dont les quatre colonnes sont affectées successivement à la victime potentielle ou agent (l'hôte au sens épistémologique), au type d'énergie qui cause le dommage à l'agent, à son environnement physique et à son environnement socio-économique.

Bien sûr, les temporalités impliquées par les diverses variables sont très différentes : on n'achète pas une voiture tous les jours. Les horizons temporels qui décident de l'endogénéité au sens statistique sont alors décisifs, surtout pour les achats d'équipements sécuritaires et le renouvellement du parc de véhicules motorisés.

## iii) Nature des données et agrégation

Nous avons insisté sur les différences et le clivage naturel entre les données traitables par des méthodes poissonniennes et celles qui relèvent des formulations gaussiennes. Mais un cas pour ainsi dire intermédiaire existe, celui de données de comptage. À vrai dire, l'agrégation spatio-temporelle est à ses débuts dans notre champ d'application des techniques statistiques de l'économétrie : son développement déséquilibré a privilégié les séries macroéconomiques, agrégées par nature. C'est dire que le cube qui combine les niveaux d'agrégation (discret, de comptage, agrégé), les dimensions du temps (coupes, pooling, séries) et celles de l'espace (à la mesure difficile) contient peut-être à ce jour plus de cases relativement vides que la matrice de Haddon.

---

<sup>28</sup> Suite à une question d'un des auteurs, Liskey a précisé par lettre qu'il avait exclu de l'échantillon les femmes qui prenaient la pilule anticonceptionnelle.

## 4. Les modèles agrégés : structure de la littérature

Comment structurer l'évolution de la littérature qui a suivi celle du précurseur Smeed ? Nous excluons de notre analyse la légion de tests simples « avant-après »<sup>29</sup> et leur généralisation auto-explicative de type Box & Jenkins (1970), avec ou sans ajout de variables Booléennes représentant des « interventions »<sup>30</sup> (Box & Tiao, 1975). En effet, nous insistons sur la multifactorialité<sup>31</sup> croissante des modèles —les chercheurs ont bien dépassé l'ère des tableaux croisés, sauf à des fins d'exploration et de présentation partielle des données. Il faut en effet bien saisir que nous nous limitons ici, ainsi que dans la section suivante sur les modèles à données individuelles, aux procédures d'estimation qui modélisent quantitativement les relations entre infrastructure, trafics, accidents, conducteurs et leurs localisations.

### A. Les modèles d'un seul type de dommage dans une seule région

Une première classification obéit aux idées de Page (1997, 2001) et distingue entre les modèles d'avant 1984 et ceux qui sont postérieurs à cette date, mais elle le fait par rapport au nombre de sinistres considérés dans le modèle. Elle néglige le degré de multifactorialité ou l'usage des formes souples de type Box-Cox<sup>32</sup>. De ce point de vue, on obtient le Tableau 7 pour les modèles à une seule équation et le Tableau 8 pour les modèles expliquant plusieurs types de dommages.

Tableau 7. Modèles d'un seul type de dommage dans une région ou pays jusqu'en 1984

	VI, A, G	DR	P	I	M	C	Y	A	$\beta_k$	n	$\lambda_y, \lambda_x$	$\rho_1$
1	Crète, 1982	MA <sup>33</sup> /AUTO	2	2	1		5	1	11	33	$\lambda = 1$	-
2	Maag <i>et al.</i> , 1982	Tués /Pop.	1			2			3	30	$\lambda = 0$	-
3	Partyka, 1983	Tués			1				5	22	$\lambda = 1$	-
4	Stein & Beauregard, 1983	Tués	1	1	1			2	5	26	$\lambda = 1$	-
5	Crandall & Graham, 1984	Tués	1		2	4		2	10	35	$\lambda = 0$	-
6	Crandall & Graham, 1984	Tués /mile		1	3	3		2	10	35	$\lambda = 1$	-
7	Hoxie <i>et al.</i> , 1984	Tués	1			1		2	6	72	$\Delta^{34}\lambda = 0$	$\rho_1$

On remarque dans ce premier tableau que tous les modèles sauf le septième et dernier sont estimés avec des données annuelles, plutôt que mensuelles, et que l'usage d'une forme

<sup>29</sup> Souvent utilisés lors d'un changement de législation, par exemple sur les vitesses maximales autorisées (NHTSA, 1988 ; Baum *et al.*, 1988).

<sup>30</sup> Aussi utilisés pour étudier l'impact de changements de législation sur la vitesse, par exemple en France (Page, 1993).

<sup>31</sup> Il est insuffisant de construire des modèles de forme mathématique fixe à 2 ou 3 équations et comportant en tout et pour tout 3 ou 4 variables, comme le font par exemple Gould *et al.* (2004) pour les agrégats des Pays-Bas.

<sup>32</sup> Les transformations de Box-Cox font une approximation locale de la forme. Il serait intéressante d'utiliser les transformées de Fourier pour obtenir des approximations moins locales des formes.

<sup>33</sup> Réclamations aux assureurs par véhicule assuré pour des accidents avec dommages matériels seulement.

<sup>34</sup> Différence des logarithmes.

linéaire ( $\lambda_y = \lambda_x = 1$ ) plutôt que logarithmique ( $\lambda_y = \lambda_x = 0$ ) n'est l'apanage que d'une petite majorité. En ce qui a trait aux variables utilisées, on note bien le nombre relativement grand de variables de motorisation [ M ] et d'activité économique [ A ].

### B. Les modèles de plusieurs types de dommages dans une région

Pour comprendre le Tableau 8, il est utile d'écrire les équations très générales formulées avec des paramètres dont les valeurs particulières servent d'outil continu de classification des modèles. On envisage donc un modèle de régression à trois composants :

$$(9.1) \quad y_t^{(\lambda_y)} = \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot X_{kt}^{(\lambda_{X_k})} + u_t.$$

$$(9.2) \quad u_t = \left[ \exp \left( \sum_m \delta_m Z_{mt}^{(\lambda_{z_m})} \right) \right]^{1/2} \bullet v_t$$

$$(9.3) \quad v_t = \sum_t \rho_t v_{t-1} + w_t$$

où la transformation Box-Cox appliquée aux variables  $y$ ,  $Z_m$  ou  $X_k$  est définie en (8). Dans cette formulation, l'erreur de régression peut être assujettie à deux corrections : la première d'hétéroscédasticité et la seconde d'autocorrélation. Si la formulation (9.3) est classique, tout comme pour les chercheurs l'écriture maintenant familière de la régression Box-Cox (9.1), la formulation (9.2) l'est moins.

Elle décrit comment la variance du résidu  $u_t$  peut être une fonction complexe de variables  $Z_{mt}$  qui peuvent aussi, pour certaines, être aussi des  $X_{kt}$  : ces variables déterminent à la fois le niveau de  $y_t$  et la variance du résidu  $u_t$ . Cette formulation très générale a l'avantage d'inclure l'hétéroscédasticité classique comme cas particulier obtenu en posant tous les  $\lambda_{z_m} = 0$  et tous les  $\delta_m = 0$  sauf un qui est posé égal à 2. La valeur de ce  $\delta_m$  est traitée dans la dernière colonne du Tableau 8.

Tableau 8. Modèles à plusieurs types de dommages dans une région ou pays depuis 1975

Modèle	Occurrences expliquées		Région/pays considéré	Régression					
	de :	Dommages		Gravité	Échantillon		Forme		Résidus
			[NOM d'un modèle de la famille DRAG]	$X_k$	$t^{35}$	$(\lambda_y), (\lambda_x)$		$\rho$	$\delta_m$
Peltzman (1975)	Tués 1, Tués 2 Blessés A. matériels		États-Unis d'Amérique	6	18a	$\lambda_y = \lambda_x = 0$	non	= 0	= 0
Gaudry (1984) ----- (1993)	Tués, Blessés A. matériels	Mortalité Morbidité	Province de Québec [DRAG-1]	44	313m	$\lambda_y \neq \lambda_x$ ----- $\lambda_y \neq \lambda_x$	non 	$\neq 0$	$\neq 0$
Gaudry Blum (1993)	Tués Blessés 1 Blessés 2 A. matériels	Mortalité Morbidité 1 Morbidité 2	Allemagne de l'Ouest [SNUS-1] <sup>36</sup>	22	264m	$\lambda_y \neq \lambda_x$	non	$\neq 0$	= 0
Fournier Simard (2000)	Tués, Blessés A. matériels	Mortalité Morbidité	Province de Québec [DRAG-2]	48	445m	$\lambda_y \neq \lambda_x$		$\neq 0$	= 0
Jaeger (1998)	Tués Blessés 1 Blessés 2	Mortalité Morbidité	France entière [TAG-1] <sup>37</sup>	20	456m	$\lambda_y \neq \lambda_x$	non	$\neq 0$	= 0
Fournier Simard (2003)	Tués, Blessés A. matériels	Mortalité Morbidité	Province de Québec [DRAG-3]	48	445m	$\lambda_y \neq \lambda_x$		$\neq 0$	= 0
Tegnér et al. (2000)	Tués Blessés 1 Blessés 2	Mortalité Morbidité 1 Morbidité 2	Région de Stockholm [DRAG-Stockholm-2]	33	312m	$\lambda_y \neq \lambda_x$		$\neq 0$	= 0
Tegnér (2004)	Tués Blessés 1 Blessés 2	Mortalité Morbidité 1 Morbidité 2	Ville de Stockholm [DRAG-Stockholm-3]	35	348m	$\lambda_y \neq \lambda_x$		$\neq 0$	= 0
McCarthy (2000)	Tués, Blessés A. matériels	Mortalité Morbidité	Californie : grandes routes [TRACS-CA] <sup>38</sup>	12	96	$\lambda_y \neq \lambda_x$		$\neq 0$	$\neq 0$
Bernardos Arenas (2008)	Tués, Blessés A. matériels	Mortalité Morbidité	Espagne : réseau non urbain [ID-E] <sup>39</sup>	21	180m	$\lambda_y \neq \lambda_x$	non	$\neq 0$	= 0
	<b>VI</b>	<b>G</b>		<b>Nombre</b>		<b>Monotone</b>	<b>En U</b>	<b>Sphéricité</b>	

Parmi les modèles qui y sont résumés, le modèle TAG-1 pour la France (Jaeger, 1997), qui fait partie de la famille<sup>40</sup> des modèles de type DRAG, a l'avantage unique d'inclure une équation explicative de la vitesse moyenne sur le réseau supérieur<sup>41</sup> et d'utiliser cette

<sup>35</sup> Données mensuelles  $\equiv m$  ; données annuelles  $\equiv a$  ; et *pooling* de données en série et en coupe  $\equiv p$  .

<sup>36</sup> SNUS  $\equiv$  StrassenverkehrsNachfrage, Unfälle und ihre Schwere : Demande routière, Accidents et Gravité.

<sup>37</sup> TAG  $\equiv$  Transports routiers, Accidents et Gravité.

<sup>38</sup> TRACS-CA  $\equiv$  Traffic Risk And Crash Severity-California.

<sup>39</sup> ID-E  $\equiv$  Intercity DRAG-España.

<sup>40</sup> Sept pays ont des modèles complets, souvent de deuxième ou troisième génération, identifiés aux Tableaux 8 et 9 qui ne comprennent pas DRAG-Algérie (Himouri & Gaudry, 2008) dont la première version est très avancée mais reste à compléter.

<sup>41</sup> Ces mesures sont parfois disponibles par région ou état, par exemple aux États-Unis où Loeb (1988) exploite les mesures sur les autoroutes interurbaines rurales en 1979.

variable dans l'explication de la fréquence et de la gravité des accidents pour la France dans son ensemble.

Le modèle le plus éprouvé par la pratique et sa mise à jour constante par la Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ) entre 1999 et 2003, comportait déjà dans sa version DRAG-2 (Fournier & Simard, 1997) des formes en U renversé<sup>42</sup> estimées pour le kilométrage des véhicules (une représentation latente du niveau de congestion non observé), et comporte dans sa version subséquente (effectivement DRAG-3), des courbures en U renversés asymétriques qui permettent de faire des prévisions de congestion dont le niveau dépend du mois considéré (Fournier & Simard, 1999, 2000).

Pour certains mois (largement majoritaires), l'effet de véhicules supplémentaires dans DRAG-3 est d'augmenter le nombre de tués et la gravité des accidents mortels<sup>43</sup> ; par contre, il existe des mois (rares) pour lesquels l'ajout de véhicules supplémentaires n'a pas d'effet. Enfin, pour les mois au trafic très élevé au delà d'un seuil déterminé par l'estimation —mois de plus en plus nombreux à mesure qu'augmente le kilométrage véhicule sans nouvelles infrastructures— l'ajout de véhicules supplémentaires réduit le nombre de tués et la gravité des accidents mortels. Car la congestion sauve des vies en l'absence de report des automobilistes sur les deux-roues motorisés.

### C. Les modèles à multiples régions ou réseaux, avec ou sans pooling

Il arrive, comme pour les modèles du Tableau 9, que l'échantillon soit constitué d'observations dans le temps sur des régions distinctes ou découpages d'un pays, par exemple par réseau ou domaine (urbain *vs* non-urbain). Si les deux premiers modèles n'utilisent chacun qu'un coupe transversale, tous les autres en utilisent plusieurs, ce que l'on appelle un pooling. Nous n'avons pas trouvé de modèles explicitement spatialisés, avec modélisation jointe des flux par origine-destination et des accidents correspondants.

Ce tableau comprend le modèle RES à 8 variables (Bergel & Girard, 2000), dont il existe d'ailleurs (Bergel & Depire, 2004) une version à 5 variables (une variable de trafic et 4 variables climatiques) délestée des variables de prix et de revenu disponible des ménages. Leur formulation Box & Tidwell (1962), qui n'utilise les transformations Box-Cox définies en (8) que sur les variables explicatives, se rapproche de celle des modèles de type DRAG, sans toutefois strictement en faire partie. En effet, transformer la variable dépendante comme en (9.1) est important même si la formulation de la vraisemblance des observations sur cette dernière exige un jacobien pour passer de  $y^{(\lambda)}$  à  $y$  et peut contraindre à porter beaucoup d'attention à l'estimation de (9.2) afin d'obtenir des résidus de régression à

<sup>42</sup> Appliquées au kilométrage des véhicules inséré deux fois dans la régression [sous forme linéaire et sous forme transformée selon (8)], les valeurs du paramètre Box-Cox décident si le U est symétrique et la forme quadratique ( $\lambda = 2$ ) ou si la forme tournante est asymétrique ( $\lambda \neq 2$ ).

<sup>43</sup> Les tests ont montré que cela n'était pas encore vrai des accidents avec blessés et de la morbidité.

variance constante : une transformation Box-Cox peut induire de l'hétéroscédasticité ou pas, selon le cas.

La question du traitement explicite des différences entre régions a été posée avec intelligence en France par Orsellì (2003) mais aucun des modèles résumés au Tableau 9 ne la traite même si le modèle TRULS-1 de Fridstrøm (1999), qui représente sans doute une des voies d'avenir de la modélisation agrégée, pourrait éventuellement répondre à plusieurs questions pertinentes comme : (i) quel est l'avantage de passer d'un modèle des totaux nationaux à un modèle par région (ou comté dans son cas) ; (ii) en quoi les comtés diffèrent-ils entre eux et peut-on les regrouper avantageusement ?

**Tableau 9. Modèles par région ou type de réseau d'un pays, avec ou sans pooling, depuis 1949**

Modèle	Occurrences expliquées		Région/pays considéré	Régression							
	de :	Dommages		Gravité	[NOM d'un modèle de la famille DRAG]	Échantillon			Forme	Résidus	
$X_k$			r			t	$(\lambda_y), (\lambda_x)$		$\rho$	$\delta_m$	
Smeed (1949)	Tués			20 pays en 1938	2	20	1a	$\lambda_y = \lambda_x = 0$	non	= 0	= 0
Recht (1965)	Tués/Veh-km <sup>44</sup> , Blessés/assuré A. matériels/assuré			45 états américains, 1960	218	45	1a	$\lambda_y = \lambda_x = 1$			
Smeed (1968)	Tués			68 pays 1957-1966	2	68	10a	$\lambda_y = \lambda_x = 0$	non	= 0	= 0
Page (1997)	Tués			21 pays OCDE	7	315		$\lambda_y = \lambda_x = 0$	non	= 0	= 0
Fridstrøm (1999) (2000)	Tués Blessés 1 Blessés 2	Mortalité Morbidité 1 Morbidité 2		Les 19 comtés de la Norvège [TRULS-1] <sup>45</sup>	48	19	264m	$\lambda_y \neq \lambda_x$	non	$\neq 0$	$\neq 0$
Bergel Girard (2000)	A. corporels	Tués		France entière : -autoroutes péage -réseau supérieur	8	2	228	$\lambda_y = 1$ $\lambda_x \neq 1$	non	$\neq 0$	= 0
Gaudry Gelgoot (2002)	Tués Blessés	Mortalité Morbidité		12 pays et le Québec 1965-1998	15	13	35a	$\lambda_y \neq \lambda_x$	oui	$\neq 0$	= 0
Gaudry Gelgoot (2002)	Tués Blessés	Mortalité Morbidité		10 provinces canadiennes 1965-1998	15	10	35a	$\lambda_y \neq \lambda_x$	oui	$\neq 0$	= 0
Grabowski Morrisey (2004)	Tués/Pop Tués/Mile			Les 51 états américains sauf Alaska, Hawaï et District of Columbia, 1982-2000	10	48	216	$\lambda_y = 0$ $\lambda_x = 1$	non	= 0	= 0
Grabowski Morrisey (2004)	Tués/Pop par groupe d'âge				10	48	216	$\lambda_y = \lambda_x = 1$ (Binomial)	non	= 0	= 0
	<b>VI, A</b>	<b>G</b>			<b>Nombre</b>			<b>Monotone</b>	<b>En U</b>	<b>Sphéricité</b>	

En effectuant un pooling de séries mensuelles définies sur les 19 comtés norvégiens, son modèle est simultanément national et régional. On comprendrait donc bien qu'il soit

<sup>44</sup> Les tués ont aussi été subdivisés en trois catégories : piétons, personnes impliquées dans un accident à une voiture et dans un accident à deux voitures.

<sup>45</sup> TRULS  $\equiv$  TRafikk, ULykker og deres Skadegrad: Trafic, Accidents et leur Gravité.

éventuellement développé afin de tester explicitement les différences entre modélisation du total national et modélisation des régions du même pays, ainsi que les différences réelles entre les régions.

## 5. Les modèles désagrégés: structure de la littérature

### 5.1. Demandes individuelles de transport, accidents et gravités

Lorsque l'unité d'observation est l'individu, et même si la structure du problème à expliquer reste la même (*i.e.* description, explication et prévision/simulation de l'exposition au risque, de la fréquence et de la gravité d'un ou plusieurs accidents), les approches et méthodes de la modélisation doivent être adaptées pour rendre compte des relations existantes entre comportement de l'individu, demande de transport, risque d'accident et sa gravité, ainsi que des facteurs socioéconomiques, démographiques, géographiques, et ceux relatifs à l'offre de transport, qui déterminent chacune de ces dimensions et leurs évolutions respectives.

**Données désagrégées<sup>46</sup> et compréhension fine du comportement.** Des choix d'activités, leurs localisations spatiales et leur programmation horaire, dérivent les modes de transports et les itinéraires associés, donc la quantité de déplacements et de kilomètres effectués, ainsi que la durée passée (voir Chipman *et al.* (1992)) par mode de transport et tranche horaire. Ces quantités sont considérées comme des mesures de l'exposition au risque d'accident car elles caractérisent à elles seules la présence de l'individu sur un réseau et l'intensité de son utilisation. Le risque d'accident et la gravité qui en découlent sont des fonctions de l'intensité d'utilisation des réseaux de transport. Il est important de souligner que la littérature fait état de deux effets distincts. Si l'intensité d'utilisation accroît la probabilité d'avoir un accident, elle peut aussi accroître les niveaux d'éducation et d'expérience (contribution positive au capital humain afférent à l'utilisation des transports), ce qui peut conduire à une possible diminution de la gravité d'un accident lorsqu'il a lieu.

**Exposition dont choix modal depuis Warner (1962).** Nous trouvons dans la littérature de nombreux modèles quantitatifs qui s'intéressent à la demande individuelle de transport, au moins depuis la modélisation de Warner (1962). En ce qui concerne les choix liés aux activités à réaliser et au transport (analyse extensive de la demande de transport), nous renvoyons le lecteur vers la littérature abondante sur ce thème (voir par exemple Ben-Akiva & Lerman (1985), McFadden (2001), Ortuzar & Willumsen (2002), pour des travaux de synthèse). En ce qui concerne l'intensité d'utilisation des transports (analyse intensive de la demande de transport), nous renvoyons le lecteur aux travaux de Chipman *et al.* (1992), Kumapley & Fricker (1996) et Hivert (2002). Les études qu'ils proposent identifient les facteurs socioéconomiques et démographiques (prix, âge, sexe,

---

<sup>46</sup> Nous avons expliqué plus haut que les données individuelles pouvaient apparaître sous forme catégorique (les Logit ou Probit étant alors les instruments favoris de quantification) ou sous forme « de comptage » (la forme de Poisson étant alors favorisée pour la quantification). Dans notre discours, « données individuelles » recouvre les deux cas.

caractéristiques des ménages, *etc.*) qui expliquent la durée allouée à l'activité de transport et/ou la distance totale parcourue.

**La fréquence pure, dimension toujours centrale depuis Weber (1970).** D'autres modèles quantitatifs s'intéressent essentiellement au risque individuel d'accident, chacun essayant d'apporter sa contribution en portant la focale sur certains déterminants de la probabilité d'accident. Par exemple, Abdel-Aty *et al.* (1998) s'intéressent aux liens qui existent entre probabilité d'accident (*i.e.* risque d'accident) et les facteurs démographiques observables caractérisant l'individu (âge et sexe). Hu *et al.* (1998) étudient le risque d'accident des personnes âgées. Boyer & Dionne (1986, 1987) ont exploré les questions de comportement de conduite reliées au choix d'assurance automobile, problème fin qui pose des questions de risque moral et d'anti-sélection très difficiles à étudier empiriquement, notamment avec des formes fonctionnelles fixes généralement linéaires (Gouriéroux (ch. 12), 1999)<sup>47</sup> qui rendent difficile l'estimation du risque attendu<sup>48</sup> dans l'équation de choix d'assurance, surtout si on formule par ailleurs les équations d'accident sans variables mesurant directement l'exposition au risque des conducteurs (Boyer *et al.*, 1991 ; Dionne & Vanasse, 1996) et sans distinction entre les catégories de gravité<sup>49</sup> des accidents.

**Une première structure DRAG à trois niveaux en 1993.** Cela a été rapidement commenté et corrigé dans un modèle exceptionnel (Bolduc *et al.*, 1993, 1994) à 3 niveaux, le premier expliquant la décision de conduire et la quantité de conduite [ OCC, DR ] les deux autres niveaux combinés dans une explication de la fréquence par gravité (A/G) qui a été l'occasion d'une première application du Tobit-Poisson (Mullahy, 1986) à l'accidentologie

---

<sup>47</sup> Pour reprendre le cadre décrit plus haut sur la simultanéité de la prise de risque et du risque réalisé, comment construire par exemple une équation de vitesse de type (3) au Tableau 5 si l'indice de risque anticipé [ A , G ]\* dépend des mêmes variables que celles qui interviennent par ailleurs dans {[ Autres facteurs ]<sup>cc</sup>} comme sources de surprises ? L'identification des variables endogènes devient alors problématique sauf à utiliser pour le risque attendu une mesure comme celle de l'Espérance Maximale d'Insécurité (EMI) qui permettra de distinguer les deux rôles des mêmes variables (Gaudry, 2006a), ce qui est impossible si l'indice EMI est linéaire et dépend des mêmes variables que celles qui expliquent par ailleurs la fréquence et la gravité des accidents.

<sup>48</sup> Si le choix d'assurance, à l'instar du choix de vitesse discuté dans la note de bas de page précédente, dépend du risque attendu et des mêmes variables que celles qui expliquent le risque attendu, comment identifier les deux effets dans l'équation de choix sans faire appel à un indice comme EMI ?

<sup>49</sup> On ne va donc pas beaucoup plus loin que Weber, chez qui le comportement infractionniste et les sanctions passées sont un prédicteur de la fréquence courante des accidents, mais sans que l'on sache si les individus sanctionnés ont alors des accidents moins graves. Malheureusement, chez Bolduc *et al.* (1993, 1994), qui avaient la possibilité de répondre à la question, les 4 variables décrivant le comportement infractionniste utilisées dans leur Tableau 13 (par groupe d'âge) ne sont pas utilisées dans leurs modèles qui distinguent (au Tableau 11) entre les catégories de gravité (avec dommages matériels ; avec dommages corporels), le moment de la journée (jour ; soirée et nuit) et la création d'une externalité (impliquant un seul véhicule ou plusieurs véhicules). On apprend donc que la punition a des effets différenciés (parfois nuls, voire négatifs) sur la fréquence par groupe d'âge, mais on ne sait pas si elle a des effets sur la gravité, effets dont la prise en compte est fondamentale dans l'élaboration d'une politique de répression.

routière, tout en fournissant en même temps de nombreuses comparaisons entre résultats obtenus avec divers estimateurs (dont Poisson et Binomial négatif).

Les estimations aux formes mathématiques malheureusement fixes y sont faites avec des données de qualité comparable à celles des auteurs précédents mais avec plus de variables. Leur jeu de variables comprend aussi, toujours à la suite du travail fondateur de Weber (1970, 1971), les infractions passées au code de la route, au code criminel, les infractions (points d'inaptitude) sanctionnées par la perte ou la suspension du permis et les conditions médicales imposées au permis; certains modèles rapportés distinguent entre les fréquences d'accident par catégorie de gravité. Les auteurs font aussi usage de nombreuses autres variables appartenant à toutes les catégories **PIMCYA**, y compris l'expérience distincte de l'âge, le type de permis, la région et le motif du déplacement. Il s'agit donc du modèle désagrégé le plus complet jamais construit à notre connaissance, tant à cause de la qualité de l'information que du nombre d'étages traités : si le modèle de Gaudry & Vernier (2000) a bien 3 étages **(A)-(G)-(CC)**, son accent porte presque exclusivement sur les caractéristiques fines du tracé, de la géométrie et de la surface des infrastructures, ce qui en fait, malgré ses formes mathématiques souples, un modèle incomplet en l'absence d'information sur les conducteurs, voire sur les véhicules.

Nous ne trouvons que trop rarement de tels travaux étudiant simultanément les trois dimensions de l'insécurité routière (exposition, fréquence, gravité) au niveau d'observation qui concerne le voyageur (voir par exemple Bolduc *et al.* (1993)).

**Deux niveaux, voire moins.** On trouvera plus de modèles statistiques existants qui traitent simultanément de l'explication et de la prévision des combinaisons 'exposition-fréquence' et 'fréquence-gravité'. S'il existe des cadres conceptuels d'analyse, la quantité de données à collecter et harmoniser pour leur mise en pratique avec 3 ou 4 niveaux a restreint à ce jour le champ des possibles. D'autres encore s'intéressent seulement à la gravité des accidents. Farmer *et al.* (1997), Zang *et al.* (2000) et Lapparent (2005, 2006) explorent les déterminants de la gravité de différents types d'accidents impliquant des populations d'individus différentes.

## **A. Analyse de l'exposition au risque**

Avant de se poser la question de la probabilité d'accident (risque d'accident) et de sa gravité, il convient avant tout de se poser la question de l'exposition au risque d'accident lors de l'activité transport. Lorsque l'unité d'observation est l'individu (*i.e.* le voyageur), on cherche alors à quantifier l'intensité de son usage des transports. S'il est admis que le kilométrage parcouru est une mesure centrale de cette exposition, elle n'est pas le seul référentiel possible (voir Chipman *et al.* (1992)) : le temps passé dans les transports et le nombre de déplacements sont aussi des mesures viables. Ceci étant, outre quelques cas particuliers, les modèles explicatifs et prédictifs de l'intensité d'usage des transports s'intéressent essentiellement au kilométrage parcouru, éventuellement par mode de

transport, classes fonctionnelles de l'infrastructure de transport, et/ou groupes sociodémographiques. Parfois, la fréquence des déplacements est aussi étudiée simultanément.

Les modèles statistiques correspondants recourent à des techniques de régression qui concernent l'explication, éventuellement la prévision, d'une ou plusieurs variables quantitatives continues, parfois tronquées, corrélées dans le temps et l'espace, interdépendantes, selon l'approche théorique sous-jacente et la structure des données désagrégées qui sont utilisées. Lorsque la fréquence des déplacements est intégrée dans un système de mesures de l'exposition au risque d'accident, nous obtenons un modèle de régression de variables continues et discrètes.

Nous devons reconnaître que ces approches sont associées plus étroitement à l'analyse de la demande de transport qu'à de l'analyse de l'insécurité routière proprement dite, mais pas toujours : on s'intéressera par exemple à la façon de traverser la rue en utilisant un échantillon de préférences déclarées (Chu *et al.*, 2004). Dans les faits, pour des objectifs liés à l'explication de l'insécurité des transports, cette modélisation de l'exposition au risque est souvent faite simultanément avec celle de la probabilité d'accident. Qu'elle soit explicitement modélisée ou non, elle sert aussi de variable expliquant la fréquence individuelle d'accident. Cette relation est fondamentale : à court terme, l'exposition au risque cause la fréquence d'accident, et à long terme, la fréquence d'accident peut induire un changement du niveau d'exposition au risque d'accident. Cependant, au niveau individuel, ces relations n'ont pas les mêmes propriétés que lorsqu'elles sont observées à un niveau d'observation plus agrégé. Elles n'ont pas nécessairement les mêmes valeurs ni les mêmes signes d'un individu à l'autre. Cette hétérogénéité ne peut être détectée à partir d'une analyse à un niveau d'observation plus agrégé, alors qu'elle est cruciale dans la définition et le calibrage des politiques de sécurité routière en faveur de certains groupes sociodémographiques.

## **B. Analyse de la fréquence d'accident**

À la suite et dans la coulée de Bortkiewicz complété par Weber, contrepartie désagrégée de Smeed, l'analyse de la fréquence individuelle d'accident au cours d'une période de longueur donnée se définit d'un point de vue quantitatif comme l'identification, la spécification, et l'estimation de la distribution de probabilité du nombre d'accidents pendant cette période précise (*e.g.* Shankar *et. al.*, 2003) : on trouvera des exemples représentatifs explicités au Tableau 10.

On peut parfaitement envisager de modéliser seulement la probabilité d'avoir un accident au cours de la période considérée, ou celle d'en avoir un ou davantage. En toutes circonstances, lorsque le modèle quantitatif est paramétré, on cherche à identifier les déterminants conditionnant ces distributions. De nombreux travaux montrent que le

niveau d'exposition au risque d'accident est un facteur significatif, bien qu'il ne soit pas le seul.

**Tableau 10. Analyses représentatives de la fréquence des accidents depuis 1970**

	Accidents	Modèle	Échantillon	DR, A, G	P	I	M	C	Y	A	Autre	
Weber (1970)	Tous	Poisson	148 000, Californie, 1963	5 variables dont DR <sub>t</sub> , A <sub>t-1</sub> et C <sub>t-1</sub>								Linéaire
Boyer <i>et al.</i> (1988)	Tous	Probit	de 20 027 conducteurs, Québec, 1980-82	53 variables dont A <sub>t-1</sub> et C <sub>t-1</sub>								Linéaire
Fosser <i>et al.</i> (1999)	Dommages corporels ou responsable	Logit	211 731, Norvège, 1992-94	42 variables dont DR <sub>t</sub> , âge du véhicule (5), sexe (1) du propriétaire (17) et lieu de résidence (19)								Linéaire
Vernier (1999)	Tous	Logit	2 541 sur 50 000 sections de route, France 1991-95	32 variables dont DR <sub>t</sub> , Vitesse et 30 caractéristiques de la chaussée								Box-Cox

On notera comme autres facteurs importants les types de modes de transport (voiture, deux roues motorisées, deux roues non motorisées, bus, *etc.*) et les caractéristiques sociales et démographiques de l'individu (âge, sexe, *etc.*). D'autres auteurs ont repris plus tard (Boyer *et al.*, 1988) l'idée de Weber (1970) qui incluait comme variables explicatives l'historique des accidents de l'individu [ A<sub>t-1</sub> ] et de ses diverses infractions [ C<sub>t-1</sub> ]. Malheureusement, si la reprise utilise plus de variables explicatives, elle néglige d'inclure une mesure d'exposition. Ceci pose un problème de réalisme et de biais d'estimation quand on explique le fait d'avoir eu au moins un accident (en 1982) : la fréquence individuelle annuelle ne peut être indépendante de (orthogonale à) l'exposition au risque, comme le montrent bien les études norvégiennes sur la fréquence d'accident et l'âge du véhicule (Fosser, 1992 ; Fosser & Christensen, 1998 ; Fosser *et al.*, 1999) et les travaux de Bolduc *et al.* (1993, 1993) sur des données comparables à celles de Boyer *et al.*, mais de 1985-86.

### C. Analyses jointes combinant exposition, fréquence et autres dimensions

Nous revenons dans cette partie sur le fait que les modèles statistiques d'analyse de l'exposition au risque d'accident et de sa probabilité d'occurrence, lorsqu'ils sont établis au niveau d'observation le plus fin (voyageur ou éventuellement véhicule), doivent en principe modéliser simultanément demande de transport (au moins l'aspect intensif, *i.e.* la quantité consommée) et probabilité (ou taux) d'accident.

Dans une optique d'explication des résultats liés à l'insécurité routière, Lourens *et al.* (1999) proposent un cadre d'analyse qui traite simultanément de la demande routière et de la probabilité d'occurrence d'un accident. Deyoung *et al.* (1997) s'intéressent à l'exposition au risque d'accident et sa probabilité d'occurrence pour un individu appartenant au groupe de ceux qui ne possèdent pas/plus de permis de conduire et qui résident en Californie. Ryan *et al.* (1998) étudient l'effet de l'âge sur l'exposition au risque d'accident et sa probabilité d'occurrence.

Cette modélisation est aujourd'hui assez partagée, au moins d'un point de vue conceptuel, car les données nécessaires sont difficiles à collecter et l'explication simultanée plus compliquée que l'estimation sans prise en compte de la simultanéité. On trouvera des exemples explicités au Tableau 11.

**Tableau 11. Analyses jointes de trois de quatre niveaux parmi [ OCC , DR ], A, G et CC**

	[ OCC, DR ], A, G, CC	Modèle	Échantillon	Variables	Autre
Bolduc <i>et al.</i> (1993)	-OCC : conduite -DR : kilométrage et temps -A/G : fréquence par gravité	-Probit -MCO -Tobit-Poisson	8160 conducteurs en 1985-1986 avec informations 1980-83	-30 de 77 -36 de 77 -30 de 77	MCNL et binomial négatif
Gaudry Vernier (2000)	-A : tous accidents -G : 3 gravités -CC : moments de la vitesse	-Logit -Logit -MCO	-2 541 de 60 000 et -1 225, 1991-95 -17 indices de 60 000	-32 de 80 -68 de 80 -6 de 80	-Box-Cox -Box-Cox -Box-Cox

#### D. Analyse spécifique de la gravité des accidents

Issues de l'exploitation des bases de données des rapports d'accidents, les applications des modèles statistiques paramétriques d'analyse de la gravité des accidents sont légion (par exemple, Kockelman & Kweon (2001), Zhang *et al.* (2000), Farmer *et al.* (1997), O'Donnell & Connor (1996) pour n'en citer que quelques uns) : on trouvera des exemples représentatifs explicités au Tableau 12. L'objectif de cette approche est d'expliquer les variations de la distribution de la gravité des accidents selon les caractéristiques démographiques des accidentés, les types d'accidents, les localisations, l'environnement de l'accident, les caractéristiques des véhicules impliqués, *etc.*

Les modèles à variables latentes ordonnées et non ordonnées (*e.g.* Probit, Logit, GEV, voir Gourieroux (1989) et Train (2003, 2007) pour une description théorique et algébrique des spécifications et des propriétés des modèles) sont des approches probabilistes qui permettent d'identifier les facteurs impactant significativement le niveau de gravité d'un accident : localisation de l'accident (sur voie, intersection, *etc.*), configuration de l'accident (nombre de véhicules par type, sens de circulation au lieu de l'accident, *etc.*), âge et sexe des victimes impliquées, conditions climatiques, conditions d'éclairage de la voirie, port d'équipements de sécurité, *etc.*

**Tableau 12. Analyse représentatives de la gravité conditionnelle des accidents**

Auteurs	Modèle	Variables				
		C	V	I	E	A
Farmer <i>et al.</i> (1996)	Multinomial Logit	Oui	Oui	–	–	Oui
Khattak <i>et al.</i> (1998)	Probit ordonné et probit dichotomique	–	–	–	Oui	–
Renski <i>et al.</i> (1999)	Probit ordonné	–	–	Oui	–	–
O'Donnell and Connor (1996)	Probit et Logit ordonnés	Oui	Oui	–	–	Oui
Chang and Mannering (1999)	Logit emboîté	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Krull <i>et al.</i> (2000)	Multinomial Logit	Oui	Oui	Oui	–	Oui
Al-Ghamdi (2002)	Multinomial Logit	–	Oui	Oui	Oui	Oui

Kockelman and Kweon (2001)	Probit ordonné	Oui	Oui	Oui	–	Oui
Bedard et al. (2002)	Logit multivarié	Oui	Oui	–	–	Oui
Dissanayake and Lu (2002)	Multinomial Logit	Oui	–	Oui	Oui	–
Ulfarsson and Mannering (2004)	Multinomial logit	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Kweon and Kockelman (2002)	Probit ordonné et modèle de Poisson	Oui	Oui	–	–	–
Toy and Hammitt (2003)	Multinomial Logit	Oui	Oui	–	–	Oui
Khattak and Rocha (2003)	Logit ordonné	Oui	Oui	–	–	Oui
Wang and Kockelman (2005)	Logit hétéroscédastique	Oui	Oui	Oui	Oui	–
Holdridge et al. (2005)	Logit emboîté	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Lapparent (2005)	Beta-Binomial	Oui	–	Oui	Oui	Oui
Lapparent (2006)	Multinomial-Dirichlet	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Eluru et Bhat (2007)	Logit ordonné bivarié à lois mixtes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Lapparent (2008)	Probit ordonné bivarié	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
G : nombre de catégories de gravité, N : taille des échantillons, C : caractéristiques conducteur, V : caractéristiques véhicule, I : caractéristiques infrastructure, E : caractéristiques environnement, A : caractéristiques accident						

Ce niveau de gravité est considéré comme non observé mais approximé par une variable discrète. Généralement, la valeur qu'elle prend est définie sur la base de l'appartenance à un intervalle de valeurs que peut prendre la variable latente. La vaste majorité des applications reposent sur une classification de la gravité en 4 échelons : dommage matériel, blessures légères, blessures lourdes, mort (selon la Figure 13). Nous remarquons tout de même que certaines bases de données d'accidents rapportent des variables de classification du niveau de gravité moins conventionnelles.

**Figure 13. Relation conventionnelle entre niveau de gravité et catégorie de gravité**



Cependant, lorsque les catégories de gravité sont non ordonnées et/ou plus détaillées, parce que reposant sur une combinaison de plusieurs critères définissant le niveau total de gravité, les modèles statistiques sont soit des modèles à variables discrètes polytomiques non ordonnées (nous pensons par exemple à la combinaison du niveau de gravité de l'accident avec une variable indicatrice du port d'un équipement de sécurité, ou encore au croisement du niveau de gravité avec une variable indicatrice de la responsabilité dans l'occurrence de l'accident, *etc.*), éventuellement multidimensionnels, soit des modèles multidimensionnels à variables discrètes polytomiques ordonnées (nous pensons par exemple à la possible distinction entre le niveau de dommages corporels et le niveau de dommages matériels, chacun reposant sur une variable latente ordinale continue, tout en reconnaissant le fait qu'ils puissent être corrélés). Pour les modèles à variables discrètes non ordonnées, nous renvoyons le lecteur aux travaux d'Ulfarsson (2004) ou de Kim *et al.*

(2007). Ce qu'il faut retirer de cette multiplicité des approches est que la mesure de la gravité d'un accident ne se définit pas de manière unique.

Nous observons aussi depuis peu le développement de systèmes d'équations pour rendre compte de phénomènes de simultanéité dans la détermination des niveaux de plusieurs variables qui expliquent la gravité d'un accident et du niveau de gravité lui-même. Il s'agit d'approches qui permettent d'intégrer l'analyse de la gravité d'un accident avec les décisions de la victime en rapport avec sa sécurité. Gaudry & Vernier (2000) étudient la détermination simultanée de la vitesse, de la fréquence et de la gravité des accidents sur les segments de routes français dans un travail dont la structure est répertoriée au Tableau 11. Eluru & Bhat (2007) et Lapparent (2008) proposent ainsi d'étudier simultanément les facteurs qui déterminent le port de la ceinture de sécurité et la gravité d'un accident de voiture tout en intégrant le fait que, si la décision de porter la ceinture de sécurité a ses propres motivations, elle a aussi un effet direct sur le niveau de gravité de l'accident. Les modèles proposés dans les applications de ces trois derniers auteurs sont des modèles bidimensionnels. Bien qu'ils étudient le même problème, les spécifications statistiques des modèles diffèrent, témoignant ainsi de la variété des méthodes pouvant être développées pour rendre compte de telles relations.

## **E. Autres approches et problèmes non résolus**

Il existe bien d'autres approches exploitant des fichiers de bordereaux d'accidents qui s'intéressent à la modélisation de la distribution de probabilité de différentes configurations d'accident et des distributions de probabilité des niveaux de gravité des victimes. On pense par exemple, pour un accident, à la modélisation statistique du type de collision, du nombre de véhicules impliqués (éventuellement par type), du nombre de victimes de l'accident et de leurs niveaux de gravité. Ce genre de modèle permet d'établir, à partir d'une typologie des accidents (à définir selon les besoins et le niveau de détail souhaité), une mesure du taux d'occurrence (défini par rapport à la population totale des accidents) de certains types d'accidents et des niveaux de gravité des individus qui sont impliqués. Les résultats permettent d'identifier les types d'accident conduisant aux niveaux de gravité élevés et ainsi de proposer des recommandations pour redistribuer les types d'accident en faveur de ceux entraînant les lésions les moins sévères. L'exploitation des fichiers de bordereaux d'accidents offre de larges perspectives de modélisation quantitative améliorant la compréhension de la typologie et de la gravité des accidents.

Nous observons plus rarement dans la littérature quelques approches qui méritent pourtant qu'on y prête attention. Nous pensons particulièrement aux modèles étudiant simultanément la fréquence et la gravité des accidents liés au transport d'un individu au cours d'une période donnée, plutôt qu'à l'instant  $t$  (auquel cas l'exposition est prédéterminée et la simultanéité ne peut porter que sur les autres dimensions, comme le comportement de conduite, la fréquence et la gravité). Cependant, les données nécessaires sont rares et disparates.

## 5.2. Du microscopique au macroscopique : comment agréger ?

Évaluer les impacts des politiques de sécurité routière nécessite de pouvoir généraliser certains résultats désagrégés. La question de l'agrégation à une échelle permettant au planificateur de chiffrer l'impact global de ses décisions tout en gardant un niveau de détail fin est légitime. Parmi les questions corollaires se trouve celle qui concerne le choix d'un référentiel d'agrégation : groupes sociaux ? Zones géographiques ? Réseaux de transport ? Modes de transport ?

En simplifiant, on pourrait dire que le problème de l'agrégation a été posé tôt (Kulash, 1972) et largement résolu en pratique dans l'analyse de la demande et du choix modal parce que la littérature des choix discrets a pris son essor en construisant des modèles de demande, donc d'exposition au risque, à partir de 1975 (Domencich & McFadden). Le problème est posé comme celui d'une dérivation des valeurs, pour la population, d'un modèle estimé à partir d'individus « représentatifs » : les problèmes difficiles posés en théorie de la production et en macroéconomie ne sont pas soulevés. Il ne s'agit pas ici de trouver des fonctions agrégées qui ont des propriétés compatibles avec les propriétés des fonctions individuelles<sup>50</sup>. Toutefois, nous n'avons pas trouvé de modèle de demande fondé sur les choix discrets où le risque anticipé est pris en compte dans la modélisation de la décision de s'exposer. S'agissant de l'explication du risque de fréquence d'accident et de gravité, on peut dire que la dérivation des valeurs totales pour la population est à ses premiers pas. On peut espérer que cette voie devienne la voie royale pour la dérivation des bilans nationaux, mais le chemin si prometteur reste à parcourir malgré des premiers efforts de dérivation de valeurs urbaines ou régionales à partir de résultats individuels, comme dans le projet UrbanSim (Waddell *et al.*, 2003).

Comment faire ? Combinaison de plusieurs critères d'agrégation ? Elvik (1988) a déjà souligné la difficulté de définir des indicateurs d'insécurité des transports par l'agrégation de données individuelles en groupes sociodémographiques. En effet, les échantillons d'accidents observés doivent bien souvent être redressés, *i.e.* corrigés de leurs observations manquantes (en particulier pour les accidents impliquant des dommages matériels et des lésions légères). Thomas (1996) a étudié l'impact de l'agrégation spatiale de données pour la modélisation de l'insécurité routière.

Entre l'observation au niveau de l'individu et l'observation au niveau national (voire encore plus agrégé), il existe toute une gamme d'échelles d'observation qui permettent l'analyse des déterminants de l'insécurité des transports. Ces approches, dites mésoscopiques, reposent sur des démarches, et données, semi-agrégées (ou semi-désagrégées). L'analyse de l'exposition au risque, du risque d'accident, et de sa gravité, se fait à des niveaux d'observation qui ne se limitent pas à l'individu ou au pays. Parmi les

---

<sup>50</sup> Il existe des résumés de ces questions difficiles de compatibilité entre fonctions définies sur des agrégats et micro-relations, par exemple Fortin (1989).

échelles d'observation remarquables : les modes de transport, les classes d'âges, les sexes, les réseaux de transport (en distinguant pour le réseau routier les autoroutes concédées et non concédées aux vitesses plus basses, les routes nationales, et le réseau secondaire), les segments de routes, les régions, les départements, les communes (et d'autres découpages géographiques administratifs).

Nous nous posons la question plus fondamentale de la frontière entre ce que nous pourrions qualifier de modèle quantitatif sur données désagrégées et ce que nous pourrions qualifier de modèle quantitatif sur données agrégées. À partir de quel moment pouvons-nous accepter qu'un modèle quantitatif soit considéré comme une approche reposant sur des données désagrégées ? La procédure d'agrégation qui dérive les valeurs pour la population, perspective adoptée ici puisque ce sont les bilans nationaux qui nous intéressent, en fait-elle partie ?

### **5.3. Le réseau est-il l'avenir ?**

Lorsque l'unité d'observation est l'arc orienté, c'est-à-dire que la population d'intérêt est un ensemble de segments formant un (ou des) réseau(x) de transport, nous pouvons envisager l'intégration d'un modèle de prévision de la génération et de la localisation des accidents (par mode, par niveau de gravité) avec un système de prévision de la demande de transport et de son affectation sur les réseaux de transport considérés. L'objectif est d'analyser la variation spatio-temporelle des concentrations spatiales de différents types d'accidents sur un réseau de transport : combien d'accidents ? Où ont-ils lieu ? Comment cette répartition évolue-t-elle au cours du temps ?

#### **A. Fréquence des accidents**

Au niveau d'observation du segment routier, nous pouvons étudier, à demande de transport donnée pour chaque segment et nœud du réseau, les liens entre leurs caractéristiques, les niveaux de trafic, et les différents accidents qui ont lieu. Cette idée n'est pas nouvelle : elle cherche à expliquer l'impact de l'infrastructure de transport et de ses caractéristiques sur la génération d'accidents pour un niveau de trafic donné. Elle permet d'identifier les facteurs qui rendent « accidentogène » un segment ou un nœud du réseau (aussi appelés dans ce cas points noirs ou zones noires). Comprendre les liens qui existent entre fréquence des accidents, trafic et caractéristiques de l'infrastructure (géométries horizontale et verticale, nombre de voies, sens de circulation, revêtements, mobiliers accompagnant la voirie, signalisations, marquages au sol, vitesses limites), est un enjeu pour lequel la communauté scientifique n'a jamais cessé de témoigner de l'intérêt. McGuigan (1981) soulignait déjà la possibilité d'identifier les sites accidentogènes à partir de cette approche.

La modélisation associée à ce type d'analyse repose sur des données de comptage. Depuis l'approche originale de Poisson (1837) jusqu'à la synthèse récente de Cameron & Trivedi

(1998) et les travaux de Munkin & Trivedi (1999), le développement théorique des modèles statistiques de comptage est aujourd'hui très avancé. Il intègre la plupart des problèmes de modélisation connus : hétérogénéité et hétéroscédasticité, biais de sélection, troncature, biais de simultanéité, biais d'endogénéité, corrélation spatiale, corrélation temporelle, *etc.* Dans le domaine d'analyse des sites accidentogènes, l'application de nouveaux modèles de comptage (et/ou le réajustement d'anciens modèles de comptage) est conduite sur de nombreux jeux de données dans des délais parfois longs suite à l'arrivée de ces nouvelles méthodes quantitatives. Le lecteur trouvera facilement de nombreux travaux dans la littérature. La grande majorité des modèles statistiques reposent sur la distribution de Poisson et ses extensions (hétérogénéité inobservée, auto-corrélations temporelles), parfois dans un cadre multidimensionnel, et très rarement en prenant en compte l'existence de corrélations spatiales.

Le modèle de régression de Poisson et le modèle de régression Binomial négatif restent encore les cadres dominants et les applications s'intéressent pour une grande partie aux accidents sur le réseau routier impliquant des véhicules motorisés (par exemple Miaou (1994), Persaud (1994), Shankar *et al.* (1995), Hamaoka *et al.* (1999), Hauer (2001)). De même, si les méthodes d'estimation utilisées sont souvent fondées sur les principes de l'inférence statistique classique, nous observons de plus en plus d'approches reposant sur le paradigme de Bayes (Persaud & Kazakov (1994), Persaud *et al.* (1999), Van den Bossche *et al.* (2003)).

## **B. Localisation des accidents**

Une démarche corollaire à l'explication de la fréquence des accidents sur les segments routiers ou les nœuds d'un réseau de transport est l'analyse de la localisation des accidents. L'idée est d'intégrer la dimension spatiale d'un réseau de transport. Là encore, l'idée n'est pas nouvelle, mais la collecte d'information statistique toujours plus précise liée à l'arrivée de nouvelles technologies de l'information et de la communication génère un renouveau de ce champ d'étude. L'accroissement de la quantité et la qualité des données collectées au cours de ces quinze dernières années, et donc des résultats des méthodes d'analyse qui les exploitent (y compris pour une même stratégie de modélisation), est immense. Il suffit pour s'en convaincre de comparer les travaux passés et présents. Entre les études de Deacon *et al.* (1975), Hauer & Persaud (1984), Hauer (1986), et celles de Schlütler *et al.* (1997), Heydecker & Wu (2001), Flahaut *et al.* (2002), les moyens et les méthodes mis en œuvre se sont clairement accrus.

Les analyses des différentes sources de données sont de deux types : analyse exploratoire (descriptive) et analyse statistique (explicative). Pour le premier type, en ce qui concerne l'expérience française, nous soulignons l'existence d'un logiciel édité sous maîtrise d'œuvre SETRA-CERTU, pour le compte de l'ONISR, avec l'appui du réseau technique : le logiciel Concerto est un outil de traitement des données d'accidents pour des études d'accidentologie locales ou nationales (telles que la démarche Sure). A partir de données

d'accidents et d'un référentiel cartographique, il permet d'identifier les accidents selon des critères donnés, de visualiser les résultats sur des schémas d'itinéraires, avec production de cartes géographiques, de gérer les données statistiques sous-jacentes aux études effectuées : indicateurs de sécurité, analyses multicritères, évaluation avant-après d'aménagements, détection de sections à risque, courbes de tendance, *etc.* L'objectif était de créer une application capable de suivre dans le temps les évolutions des accidents, et d'apporter des éléments d'aide à la décision en matière d'aménagement urbain et de sécurité routière, à partir d'analyses thématiques et géographiques des accidents corporels de la circulation. Un Système d'Informations Géographiques (S.I.G.) permet l'exploitation de ces données. Pour autant, à notre connaissance, il n'existe ni modèle statistique explicatif, ni modèle de prévision sous-jacent. L'analyse est systématiquement faite *a posteriori* et les projections reposent sur l'interprétation d'indicateurs construits sur des variables dont les dynamiques et interrelations ne sont pas explicitement modélisées. Si l'on s'intéresse au développement de ce type de logiciel, ou de collecte de données le permettant, ailleurs qu'en France, on observe une population grandissante de ce genre d'approche.

En ce qui concerne le développement de modèles statistiques explicatifs et/ou permettant le calcul de prévisions (voir par exemple Maher & Summersgill (1996)), nous avons vu apparaître quelques modèles ces dernières années, fondés sur des généralisations de modèles paramétrique de régression sur données de comptage : modèle de Poisson multidimensionnels ou non, éventuellement en présence d'hétérogénéité non observée, de corrélations contemporaines, de corrélations temporelles (voir par exemple Ulfarsson & Shankar, 2003), et beaucoup plus rarement en présence de corrélations spatiales. Cette dernière observation est étrange, dans la mesure où les unités observées (arcs routiers) sont interconnectées dans l'espace et que l'on peut légitimement se poser la question des effets de diffusion spatiale des accidents entre les segments routiers. Ces modèles permettent d'expliquer et de prévoir la localisation de différents types d'accidents et leur gravité sur un réseau de transport, en fonction de l'affectation du trafic et des caractéristiques du réseau.

### **C. Intégration de l'insécurité dans l'évaluation des politiques de transport**

L'intégration de cette approche avec un système de prévision et de simulation de la demande de transport est une étape importante qui reste encore à développer. Nous soulignons qu'il s'agit pourtant d'un moyen d'intégrer la gestion de la demande de transport avec l'insécurité qu'elle génère. Nous serions ainsi en mesure de chiffrer les impacts sur la sécurité d'une politique de transport (tarification, infrastructure, *etc.*).

La génération et la localisation spatiale des accidents de la route est fonction des flux de trafic sur le réseau. Ces flux sont la résultante de l'agrégation de déplacements individuels entre différentes origines et destinations. Ces demandes de déplacement peuvent être partagées entre différents modes de transport. Dès lors, toute politique affectant un mode peut impacter la génération et la localisation des accidents impliquant d'autres modes de

transport. Toute politique affectant la quantité et la variété de l'offre de transport a des effets sur la distribution spatiale des accidents et leurs niveaux de gravité. On peut imaginer par exemple une politique de transport favorisant l'utilisation des transports en commun. L'accroissement de la part de marché de ce mode entraîne une diminution du trafic circulant sur le réseau routier. À capacités données, le trafic restant peut circuler plus rapidement, en particulier sur certains tronçons routiers. Compte tenu du plus bas niveau du trafic, d'une plus grande vitesse de circulation, et étant donné les caractéristiques physiques des segments routiers du réseau, leurs distributions de probabilité d'occurrence de différents types d'accidents et leurs niveaux de gravité changent, et la localisation spatiale des événements se modifie. Ceci étant admis, nous ne pouvons faire le bilan de la sécurité routière générée par cette politique de transport *qu'a posteriori* si nous ne disposons pas d'un outil capable d'effectuer *ex-ante* les prévisions et les chiffrages nécessaires, y compris ceux qui engageront des modifications du choix du mode de transport, par exemple des automobiles vers des modes plus dangereux comme les deux-roues motorisés.

En choisissant le tronçon routier (il pourrait aussi être ferré) comme unité d'observation, les réseaux étant définis comme les organisations spatiales de leurs populations d'arcs, nous disposons d'un référentiel commun aux deux systèmes de prévision que nous pourrions envisager d'assembler : un modèle de prévision de la demande de transport et d'affectation du trafic sur les réseaux de la zone géographique correspondante (par exemple un modèle classique en 4 étapes), et un modèle de prévision de la génération et la localisation des accidents sur les mêmes réseaux.

## 6. Perspectives : ventilation, agrégation, prévision

Où faut-il aller en modélisation et par quelle voie ? Il nous semble que la distinction adoptée ici entre modélisation agrégée et désagrégée continuera longtemps à définir des axes de modélisation. Si, dans le premier cas, la désagrégation ou ventilation démarre, le passage « du micro au macro » qui caractérise le second fait actuellement de grands bonds en avant.

Si leur convergence pratique n'est pas encore en vue, à supposer qu'elle soit possible, il est toutefois utile d'esquisser quelques développements prévisibles<sup>51</sup> le long de chaque chemin et d'envisager quelques perspectives reliées tant à la modélisation proprement dite qu'à son usage en prévision.

### A. Le chemin agrégé *top down* est multiple

#### i) Faut-il ventiler par catégorie d'utilisateur et comment?

**Motifs de ventiler.** Considérons le problème, si important pour beaucoup de pays encore en phase ascendante, de la compréhension du maximum de tués en 1972-1973. Il ne faut pas croire que la ventilation des tués par catégorie va susciter un diagnostic causal évident. En France, par exemple, la seule catégorie d'utilisateurs à échapper à un maximum est celle des cyclistes, comme on le constate à la Figure 14 : même le nombre de piétons tués atteint son maximum en même temps que celui des « automobilistes » en 1972.

**Comportement d'un total et comportement de ses composants.** Comment se comportent le nombre de tués par catégorie d'utilisateur dans les 12 autres pays développés indiqués au Tableau 4 et dont le maximum global (tous usagers de la voie publique confondus) des tués se situe à la même époque 1972-1973 ? Cette question n'a jamais été étudiée. Toutefois, la Figure 15 montre qu'aux Pays-Bas une structure par catégorie d'utilisateurs assez semblable à celle de la France semble prévaloir. Le nombre maximum d'utilisateurs à pied et en deux-roues motorisés tués se situe en 1972-1973, comme en France (à la Figure 14) ; toutefois, le nombre de cyclistes<sup>52</sup> trouve aussi son maximum en 1972-1973, contrairement à la France, et le nombre maximum d'utilisateurs des véhicules utilitaires tués a un maximum entre 1965 et 1969 contrairement à ce qu'on trouve en France où ce maximum se situe en même temps que le maximum global.

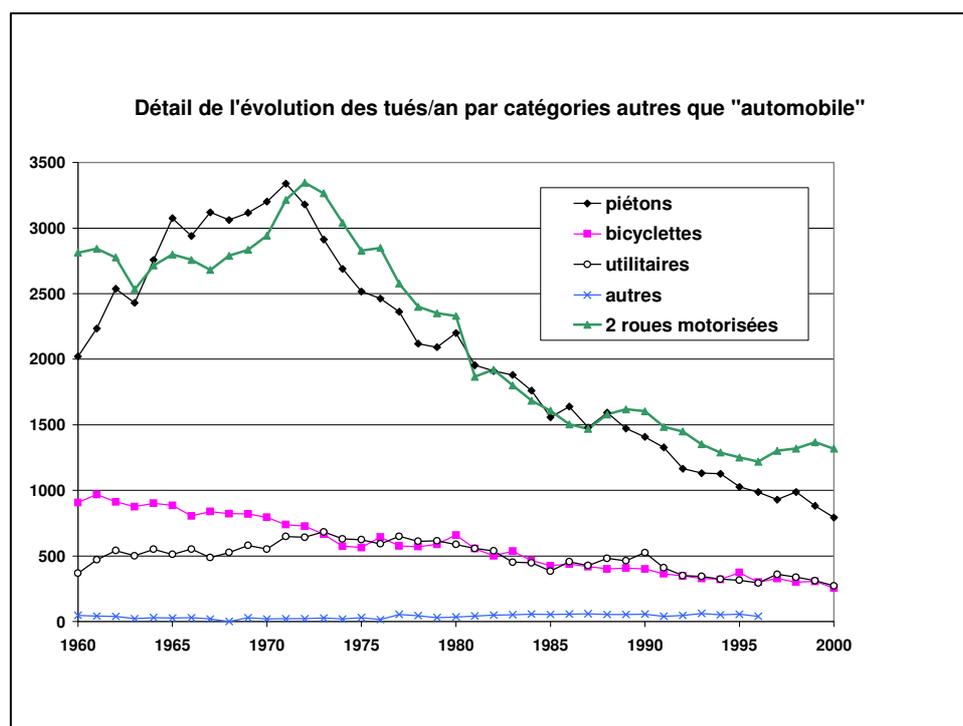
---

<sup>51</sup> Il est aussi clair que les méthodes statistiques de l'économétrie continueront de se développer, parfois même en vue de mieux saisir l'objet transport recherché, comme cela a été le cas des méthodes de choix discret (en premier lieu le Logit) dont la poussée depuis 1975 a été suscitée par les besoins de l'analyse de la demande de transport. Mais nous ne voyons pour le moment aucun outil statistique ou économétrique dont le développement serait spécifique à l'accidentologie comme l'ont été les modèles de choix discret pour l'étude de la demande de transport.

<sup>52</sup> Aux Pays-Bas, la bicyclette est un mode de transport très utilisé, y compris pour aller au travail.

Avoir son maximum global en même temps que celui d'un autre pays n'implique donc pas que tous les principaux types d'usagers aient tous leur maximum en même temps. On peut penser que seule une modélisation multinationale permettra de progresser en compréhension de ce « mystère de 1972-1973 », mais que ses gains sont difficilement prévisibles au départ. Le regard porté sur les Figures 14 et 15 suscite le désir de désagréger par catégorie d'usager, mais ne dit rien sur la façon de le faire.

Figure 14. Ventilation du nombre de tués autrement qu'en automobile, France, 1960-2000



Source : Orselli (2004).

**Comment étudier les composants ?** Suite à la construction de séries chronologiques par catégorie d'usager, deux voies seront ouvertes pour leur explication : celle de l'explication directe de chaque composant en formulant une équation par composant et celle d'une explication des parts de chaque catégorie. Dans ce dernier cas, l'explication du niveau pertinent à une sous catégorie n'est pas direct mais « quasi-direct » puisqu'il résulte alors du produit d'un modèle du total et d'un modèle de parts. S'agissant de la première voie, comment expliquer et prévoir séparément l'évolution de chaque composant ? On sait par exemple que le nombre de victimes en deux-roues motorisés est sensible au parc des deux-roues, comme la Figure 16 le montre pour les Pays-Bas<sup>53</sup> avec 56 observations annuelles.

<sup>53</sup> À Paris, les immatriculations de deux-roues motorisées auraient augmenté de 40% entre 2002 et 2007. La relation visuelle simple entre parc et tués aux Pays-Bas suggère qu'il faut s'attendre à une hausse significative des victimes de cette catégorie d'usagers d'un mode relativement dangereux.

Figure 15. Ventilation du nombre de tués autrement qu'en automobile, Pays-Bas, 1950-2005

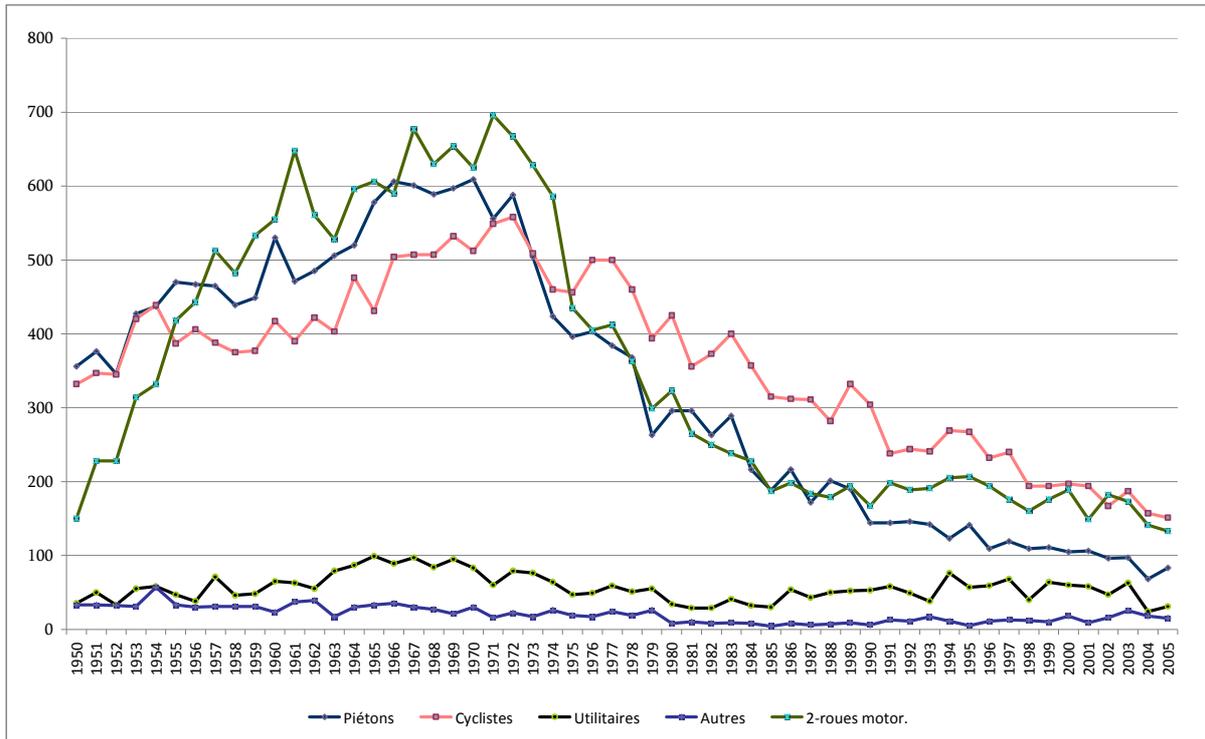
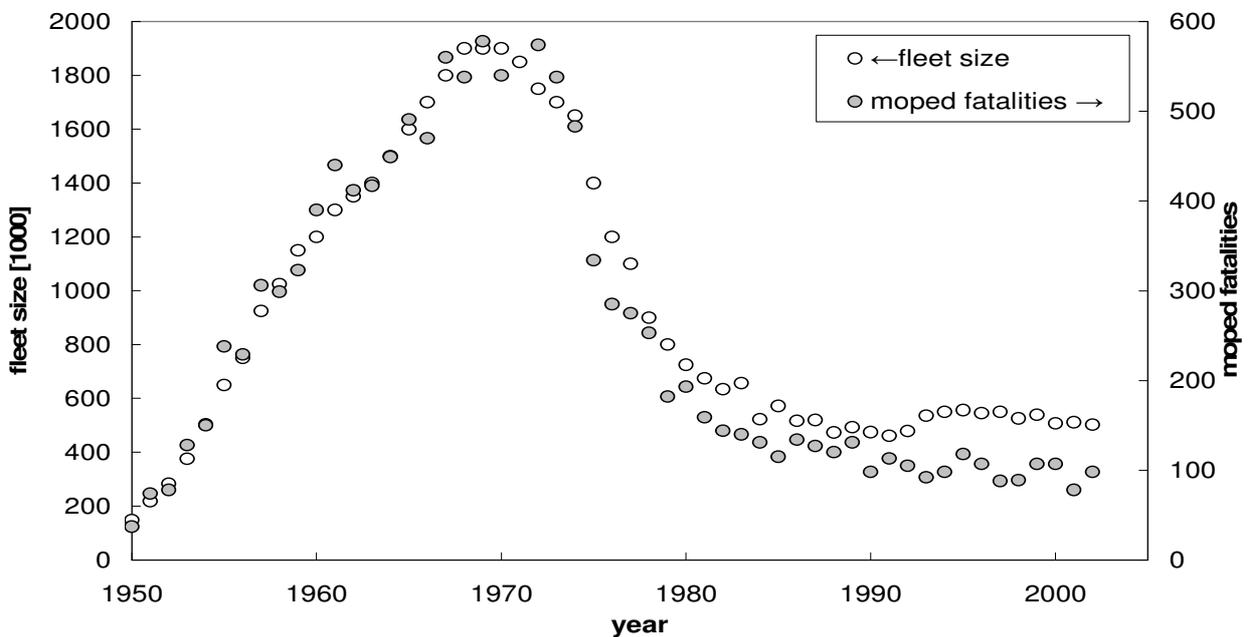


Figure 16. Deux-roues motorisés : parc et tués, Pays-Bas, 1950-2005



Source : Stipdonk (2007).

Mais comment, sans surcharger le modèle, départager l'influence sur chaque catégorie d'utilisateur de son parc spécifique de celle des autres parcs, et cela pour toutes les variables, comme les mesures réglementaires, qui sont parfois très spécifiques à chaque catégorie d'utilisateurs et parfois communes à toutes les catégories ? À mettre toutes les variables dans

toutes les équations, on risque de ne pas distinguer ce qui influence d'abord le total et ce qui influence davantage chaque catégorie.

Cette stratégie du « Format Quasi-Direct » (FQD) est très familière en analyse de la demande de transport. L'idée du Format Quasi-Direct est précisément de réaffecter certaines variables (par exemple sur l'implantation progressive de l'obligation du port du casque<sup>54</sup>) du modèle explicatif du niveau total, où leur effet n'est guère décelable, au modèle de parts où les mesures fines auront des effets plus identifiables.

**Explicitation du FQD (ou QDF).** Pour vraiment comprendre comment cette approche pourrait servir à l'étude des accidents par catégorie, considérons plus explicitement sa formulation dans l'étude de la demande de transport. On y combine une équation explicative d'un total « tous modes », noté ici  $T_{ij}$ , et un modèle de parts modales, noté ici  $p_{ijm}$ ,  $m$  étant le mode, Logit ou autre, de la manière suivante :

$$(10) \quad T_{ijm} = T_{ij} \cdot p_{ijm}$$

où  $T_{ijm}$  est le flux entre  $i$  et  $j$  par le mode  $m$ , qui, plus explicitement, se formule pour tout flux origine-destination de  $i$  à  $j$  et mode  $m$  :

$$(11) \quad T_{ijm} = f(A_i, A_j, U_{ij}) \cdot \left\{ U_{ijm} / \sum_m U_{ijm} \right\}, m = 1, \dots, M$$

où  $U_{ij}$  est un indice de l'utilité globale des modes qui réalise un couplage des deux modèles d'origine:

$$(12) \quad U_{ij} = \sum_m U_{ijm}$$

indice qu'on adaptera selon la spécification du modèle de choix. Par exemple, avec un Logit linéaire :

$$(13) \quad U_{ijm} = \exp \left[ \sum_k \beta_k X_{ijmk} \right]$$

où le terme de couplage  $U_{ij}$  capture ici l'effet d'induction.

En conséquence, lorsqu'une variable de réseau  $X_{mk}$  change, son effet sur la demande totale par mode sera décomposable en deux effets additifs : un premier sur le choix modal et un autre sur l'induction. Cette décomposition résulte du fait que (10) est un produit de modèles : l'élasticité du total par mode s'écrit alors comme une somme d'élasticité des variables dépendantes de chaque modèle impliqué dans le produit, chacune étant dénotée

---

<sup>54</sup> Le port du casque n'a pas été imposé en une seule fois. En juin 1973 il a d'abord été généralisé pour les motocyclettes et, hors agglomération, pour les conducteurs seuls de vélomoteurs ; l'obligation a été complétée graduellement en 1975, 1976 et 1979.

$\eta ( y, X_k ) :$

$$(14) \quad [ \eta \text{ de la Demande du Mode } m ] = [ \eta \text{ de la Demande Totale tous modes} ] + [ \eta \text{ de la part du Mode } m ],$$

c'est-à-dire, en négligeant par simplicité l'indice de mode :

$$(15) \quad \eta ( T_m, X_k ) = \eta ( T, X_k ) + \eta ( p_m, X_k ),$$

expression qui peut elle-même être réécrite plus explicitement encore.

En effet, le format QDF implique généralement parlant que toute variable  $X_k$  peut apparaître non seulement dans le modèle de parts, et donc simultanément dans l'Utilité  $U_{ij}$  si le modèle est couplé, mais aussi dans le modèle de niveaux proprement dit : par exemple, le revenu peut influencer et le choix de mode et le niveau total de la mobilité. En conséquence, (15) s'écrit au grand complet :

$$(16) \quad \eta ( T_m, X_k ) = \eta ( T, X_k ) + \eta ( T, U ) \cdot \eta ( U, X_k ) + \eta ( p_m, X_k ),$$

somme dont les éléments sont facilement interprétables : les deux premiers désignent l'élasticité d'induction et la troisième l'élasticité de report modal. Dans la plupart des modèles, seules les variables socio-économiques apparaissent dans le premier et le troisième terme ; les variables de réseaux apparaissent dans les deux autres. On peut ainsi combiner modèle de niveaux de type agrégé et modèle de parts ou de probabilités : des utilitaires existent (*e.g.* Liem & Gaudry, 1994, 1998) pour calculer explicitement tous les termes de (16).

On peut utiliser une formulation QDF à chaque fois qu'il est préférable de combiner une explication d'un total et une explication de parts plutôt que de construire autant de modèles de niveaux qu'il y a d'alternatives. Par exemple, si on explique la demande de transport en commun par titre de transport, il est bien plus difficile de construire un modèle avec des équations en niveaux par titre de transport (comptant, billet individuel, carnet, carte spéciale...), comme on l'a fait avec un succès mitigé pour Londres (Gilbert & Jalilian, 1989), que de combiner un modèle de choix de titre et un modèle de la demande de transport en commun qui dépend de l'utilité de l'ensemble des titres et d'autres variables, comme on l'a fait de manière simple pour Montréal (Laferrière, 1997) et de manière plus sophistiquée pour Göteborg (Transek, 2006).

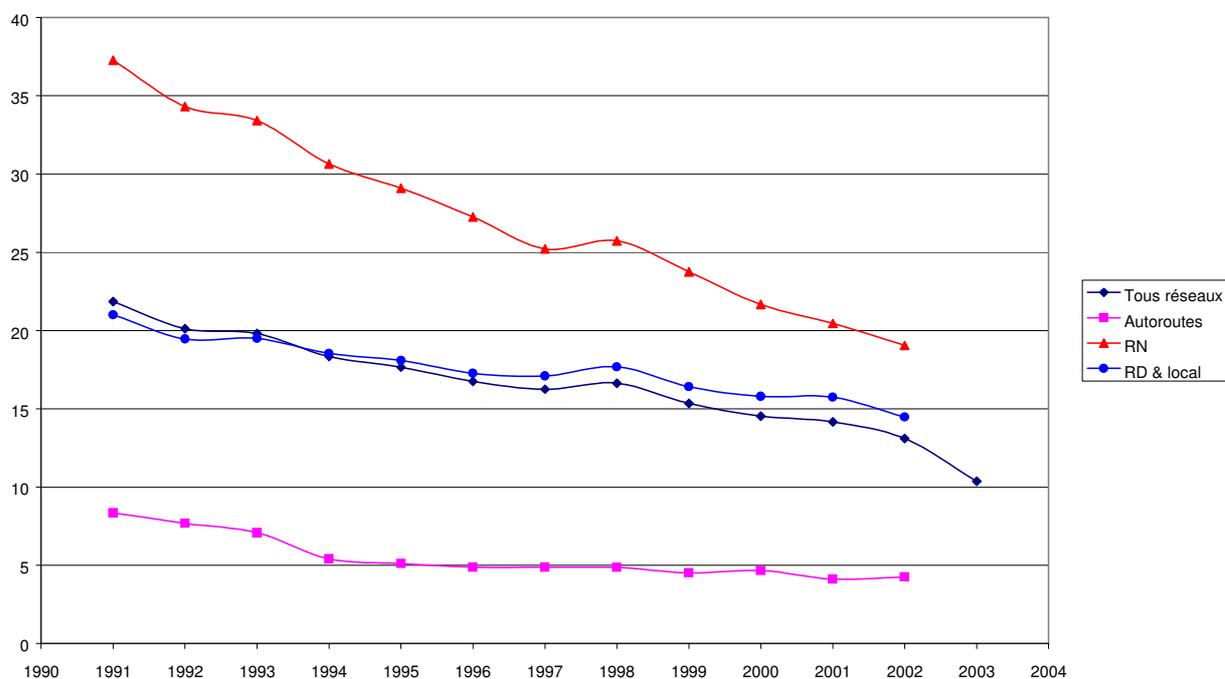
L'idée d'utiliser cette structure aux fins de modélisation des accidents par catégorie d'usagers reste à formuler dans le détail. Mais l'explication des parts elles-mêmes n'est pas simple non plus. Par exemple, la part des tués en deux-roues motorisés a augmenté un peu en France (de 20,6% en 1972 à 23,1% en 2006) et baissé un peu aux Pays-Bas (de 22,0% en 1971 à 17,7% en 2005) depuis le moment de leurs maxima absolus respectifs. Qui dira pourquoi ?

## ii) Le rez-de-réseau est-il la solution ?

Au niveau fin, on peut expliquer les accidents par section d'un réseau, et cela est intéressant, car les types d'infrastructure ont en fait des taux très différents, tels les taux français de la Figure 17 où, en 2006, 75,24% des 4709 tués ont trouvé la mort sur des routes départementales et locales (et le reste sur les autoroutes et routes nationales).

Toutefois, comme l'explication de la demande (du risque d'exposition) engage origine et destination (la demande est définie de  $i$  à  $j$ ), on peut penser que les agrégats par type de réseau ont un intérêt limité parce que les déplacements combinent en itinéraires choisis l'usage de segments  $s$  appartenant à plusieurs réseaux. Ceci porte à croire que les différences socio-économiques et par milieu (urbain *vs* rase campagne) qui expliqueront les choix d'itinéraire seront plus pertinentes à des fins de dérivation des totaux nationaux que les différences entre les types d'itinéraires ou de routes elles-mêmes : les segments d'itinéraires  $s$  contribueront à définir les risques par itinéraire de  $i$  à  $j$  mais ne constitueront pas, dans un modèle de comportement, un critère d'agrégation suffisant pour qui s'intéresse aux bilans nationaux : on construira les sommes directement à partir des caractéristiques des individus et de leurs distribution, et seulement de manière dérivée sur les segments de routes choisis par ces individus. Dans un modèle de comportement, ce sont les individus qui choisissent, pas les routes.

Figure 17. Taux de tués par milliard de véhicules-km et par réseau, France, 1991-2002



Source : Rollin (2004).

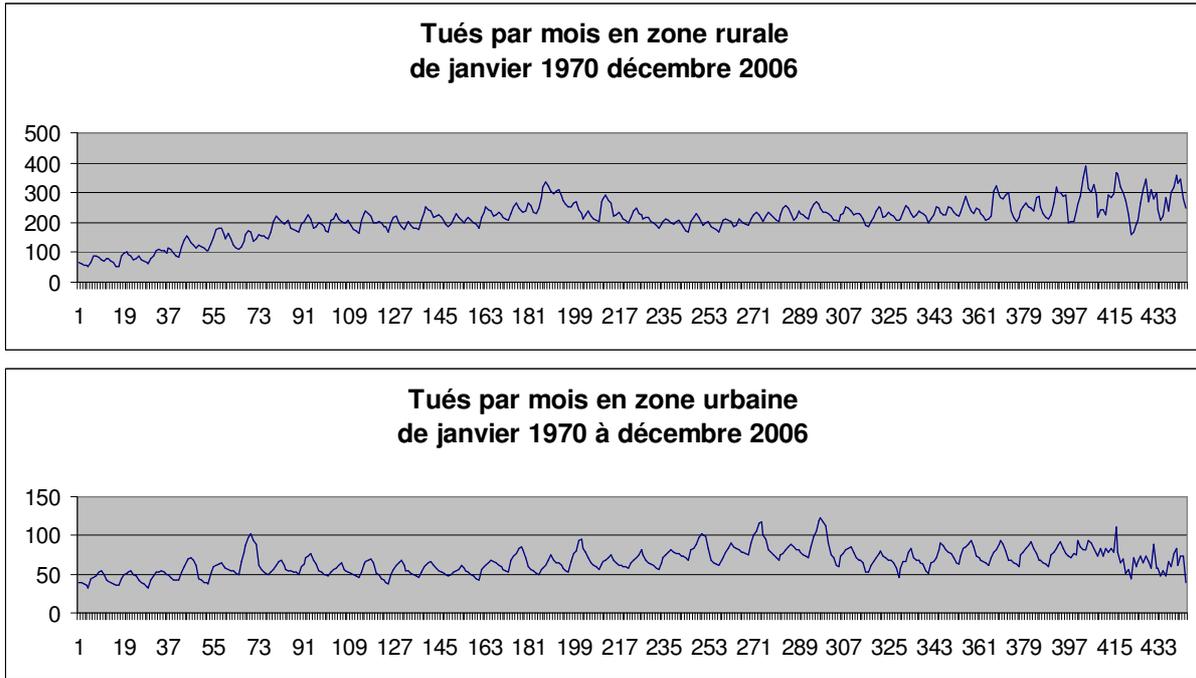
Cette hétérogénéité entre les dimensions de la demande et celles du réseau est fondamentale. Il y a bien sûr toujours des usages pour lesquels on s'intéresse aux flux sur

les liens : pour les dimensionner, par exemple, ou pour construire des indices de risque par liaison de  $i$  à  $j$  empruntant de nombreux tronçons plus ou moins dangereux.

**iii) Ambiances : le milieu est-il la solution ?**

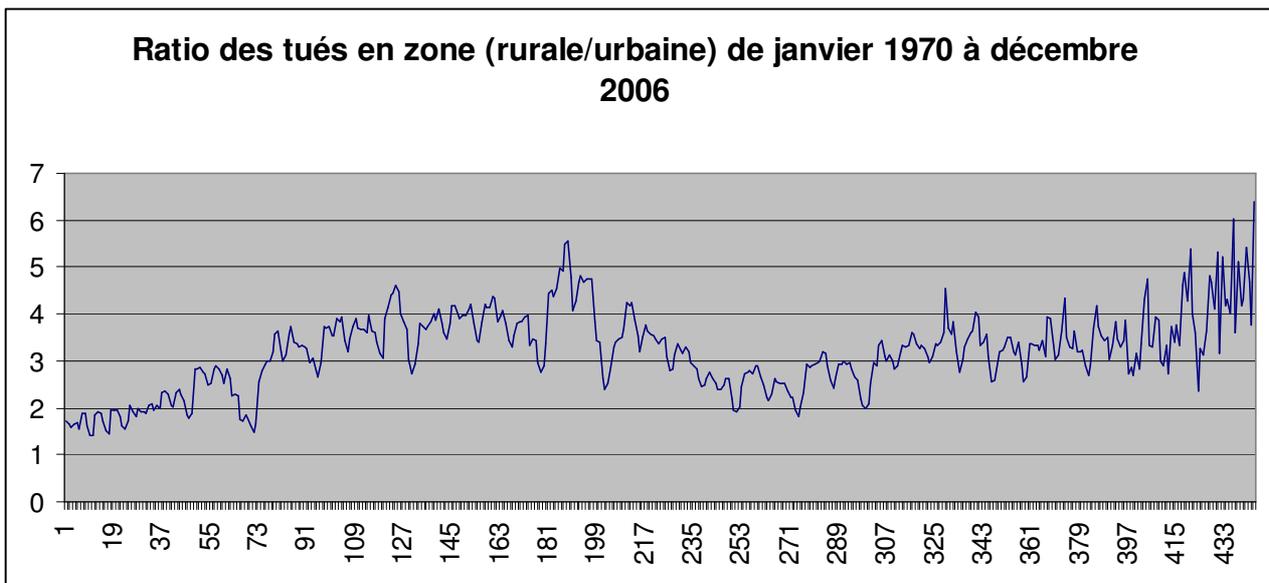
Une différence importante de comportement agrégé existe dans tous les pays entre les milieux urbains et les autres milieux. Considérons l'exemple de l'Algérie illustré aux Figure 18 et 19.

**Figure 18. Tués par mois en Algérie, partagée entre zones rurales et urbaines**



Source : Himouri & Gaudry (2008).

**Figure 19. Ratio du nombre mensuel de tués en zone rurale et en zone urbaine en Algérie**



Source : Himouri & Gaudry (2008).

Même si l'examen rapide des données mensuelles à la Figure 18 suggère beaucoup de ressemblances entre les évolutions des tués par milieu, en fait le ratio des deux séries montré à la Figure 19 implique des profils temporels très différents des séries-mères. L'examen de la Figure 19 suggère même la présence de caractéristiques cycliques propres à cette relation entre milieux, elle-même fluctuante : ces caractéristiques vont à l'évidence bien au delà des décalages reliés à la récente guerre civile dont l'impact central est visible à l'œil nu (janvier 1993 correspondant à l'observation 157).

Il y donc lieu d'espérer beaucoup d'analyses qui distingueront entre régions urbaines et autres régions. Les différences ne seront pas réductibles aux effets différenciés des niveaux de congestion, même si ceux-ci sont d'une importance croissante à mesure qu'on augmente la congestion urbaine par de nombreuses restrictions et limitations qui réduisent les vitesses d'équilibre sur les réseaux urbains. Elles ne seront pas réductibles non plus aux différences socio-économiques de revenu ou de composition des ménages : on peut penser plutôt que des rythmes d'activité différents, y compris des taux d'occupation des véhicules spécifiques, voire des véhicules et des choix modaux différents entre modes routiers, sont impliqués. La variance croissante de la série montrée à la Figure 19 suggère, au moins pour l'Algérie, que deux modèles pourraient être construits et leur différence démontrée, voire expliquée.

La formulation de modèles distincts pour les régions urbaines et les autres régions pose bien sûr des problèmes redoutables de disponibilité des données. La question intéressante devient : y a-t-il en fait deux modèles pour les mêmes ménages et les firmes de transport routier, le premier pour les déplacements urbains et l'autre pour les déplacements en rase campagne et interurbains, et comment en faire la preuve au delà de l'intuition sur le comportement du ratio de la Figure 19 ?

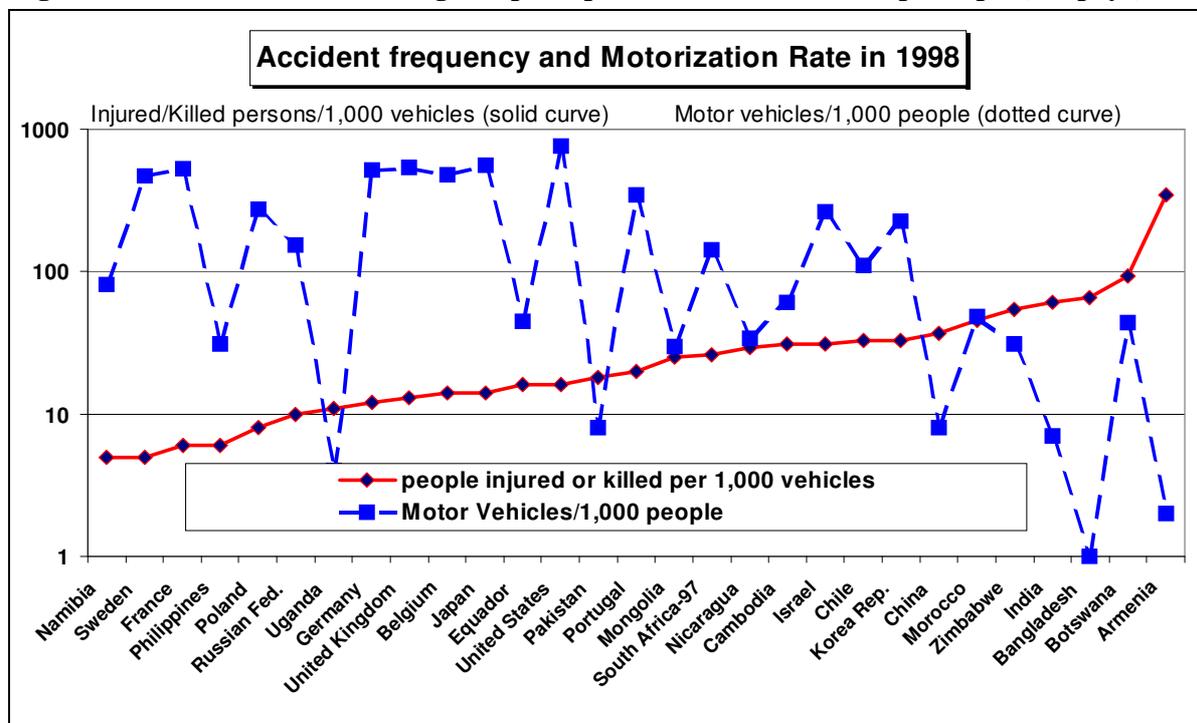
Plus généralement encore, la prise en compte de la densité de la population montre qu'il y a moins de différences entre les pays européens qu'il n'apparaît au vu de leurs taux nationaux moyens dès qu'on formule le problème sur une base régionale qui tient compte de la densité de population (Orselli, 2001), sans même prendre en compte la congestion; mais les raisons de ces différences n'ont pas encore été étudiées.

#### **iv) Du maximum de 1972-73 vers une constante ou un minimum?**

**Le maximum demeure incompris.** La ventilation par une méthode ou une autre ne va pas diminuer la pertinence de la compréhension du maximum de 1972-1973 : si, comme nous l'avons montré plus haut, le modèle simple de Smeed perd de sa puissance à des taux élevés de motorisation, le développement de la motorisation dans le monde continue de nous faire constater, sur des échantillons postérieurs de 60 ans déjà à celui de 1938, la présence d'une relation inverse entre taux d'équipement et taux de mortalité ou de

morbidité, comme le montre la Figure 20 dont l'ordonnée obéit à une échelle logarithmique (comme la relation au Tableau 3).

**Figure 20. Accidents avec dommage corporel par véhicule et véhicules per capita, 29 pays, 1998**



Source: Tegnér (2004), basé sur Banque Mondiale ([www.worldbank.org/data/wdi2000/pdfs/tab3\\_12.pdf](http://www.worldbank.org/data/wdi2000/pdfs/tab3_12.pdf)).

**L'avenir immédiat : minimum ou approche de l'asymptote ?** Comprendre, avec ou sans ventilation, le pourquoi du maximum doit aussi éclairer la réponse à donner à la question connexe de savoir si nous allons vers une valeur asymptotique et constante du nombre de tués (et de blessés) ou vers sa reprise dont nous serions proches après être passés par le minimum : les États-Unis ont atteint un véritable minimum en 1992 (un peu sous la barre des 40 000) et le Royaume-Uni semble avoir un minimum vers 2000. Dans beaucoup de pays industrialisés, le nombre de tués est en stagnation : dans l'Union Européenne à 27 pays, l'année 2007 est, depuis 2001, la première année pour laquelle il n'y a eu qu'une faible diminution du nombre de tués sur la route.

La ventilation des diverses catégories d'accidents peut vraisemblablement nous aider d'abord à comprendre le maximum —qu'est-ce en effet qu'un modèle (et ils sont légion) qui n'explique pas les points de retournement, mais seulement les changements de niveaux et les cycles saisonniers?— et ensuite à susciter chez nous la bonne question sur la tendance dans les pays développés en 2007-2008, 35 ans après le maximum observé dans beaucoup de cas.

**L'aléa incompressible et insensible aux mesures de politique.** Cette tendance peut être celle d'un minimum « naturel et incompressible » dû à l'élément aléatoire combiné à une

asymptote dont la cause propre pourrait être la baisse du taux d'occupation des véhicules (qui approche de 1,00 comme le suggère la Figure 20) renforcée par la congestion croissante. Mais on n'en sait rien.

**Des contrariétés sur la voie asymptotique.** Mais on peut aussi imaginer qu'à cette limite (aux composants multiples tous atteints individuellement de manière tendancielle) se joignent d'autres facteurs dont l'ajout implique plutôt un début de reprise (donc un minimum peut-être imminent) du nombre de tués, car font aussi leur œuvre (i) le vieillissement des chauffeurs, (ii) l'impunité croissante dont jouissent dans de nombreux pays, et pas seulement là où prévalent des régimes d'assurance automobile sans égard à la faute, le comportement illégal et la récidive, (iii) l'activité économique croissante, (iv) le refus d'une tarification « *pay as you go* » de l'assurance déterminée entre adultes consentants (les assureurs et leurs clients) et fondée sur l'usage d'une boîte noire reliée en temps réel à un central de tarification, (v) un comportement de conduite où la plus grande part des gains technologiques ou d'information serait compensée par un rétablissement compensatoire dans la direction du niveau de risque recherché. Nous poserons donc plus bas la question : à quoi s'attendre de mieux, par rapport à ce que dit la modélisation structurelle PIMCYA ?

## **B. Le chemin probabiliste *bottom up* est moins balisé**

**Les modèles d'exposition au risque ont ouvert la voie de l'agrégation.** La réagrégation explicite des résultats obtenus par les modèles estimés à partir d'observations individuelles exige, comme on l'a dit à la Section 5, des connaissances sur les distributions des variables et, pour être compréhensibles, l'usage de formules d'élasticité particulièrement complexes, pour qui est habitué aux formulations agrégées, comme on le constatera dans les manuels comme celui de Train (2003, 2007). Les simulations de Bolduc *et al.* (1993, 1994) constituent une façon de boucler « *bottom up* » en partant explicitement de 8 groupes d'âge analysés et en remontant à la population dans son ensemble.

**La question de moments multiples de la variable expliquée *y*.** Mais d'autres éléments des modèles discrets Logit ou Probit diffèrent aussi de ce qu'on trouve dans les modèles agrégés et expriment une autre dimension propre : à ce jour, ils n'expliquent que le premier moment de l'état observé et ne vont jamais au delà, par exemple en s'intéressant à la médiane de la probabilité, à son écart-type ou à son asymétrie.

En effet, la vision simple que nous avons adoptée tout au long de notre survol est, explicitement ou pas, celle de la détermination de l'espérance de la variable dépendante *y* de chaque modèle, mais des travaux plus pointus s'intéressent à l'explication d'autres moments de la distribution, comme le second et le troisième. Ces moments supérieurs sont pertinents pour caractériser le risque, notamment d'accident (Gaudry, 2006b), mais il s'agit encore d'une voie toute nouvelle qui est à peine ouverte. On comprendra l'intérêt de la question si on pense à d'autres problèmes de risque, comme celui de la participation aux

loteries où l'usage du troisième moment du rendement est fondamental (e.g. Pur...eld & Waldron, 1997). La voie des moments multiples n'est aujourd'hui entr'ouverte que pour les modèles de type agrégé : en effet, on ne s'intéresse pas encore aux moments des probabilités de choix dans les modèles de choix discret Logit ou Probit.

**Apprendre des travaux en finance.** Si les rôles respectifs de la complexité mathématique et de l'obsession des deux premiers moments dans les analyses du risque sont difficiles à départager, il est néanmoins clair que nous pouvons faire beaucoup mieux qu'estimer de petits modèles où le troisième moment des occurrences, si critique pourtant, ne joue aucun rôle. À cet égard, les problèmes d'accidentologie routière devraient fournir un champ d'application favorable aux théories sur le risque, voire donner le change à la littérature sur les choix de portefeuille : les choix individuels de conduite sont fréquents et non moins complexes et universels que les choix financiers.

### C. Modèles et prévision

#### i) Un cadre repris à des fins de prévision

**La part systématique des modèles est incontournable.** Pour apprécier le travail de modélisation encore à faire et préciser nos propres perspectives sur la production de prévisions à partir des modèles, il faut reprendre le cadre que nous avons développé au Tableau 5 en le modifiant légèrement pour en supprimer les indices et pour que [ A ] désigne exclusivement le vecteur des activités économiques, les fréquences et gravités des accidents étant désignées par l'expression composée [ A-G ].

Tableau 13. Structure de la modélisation à niveaux multiples simultanés du bilan routier

	Dépendantes		Endogènes explicatives	Exogènes explicatives	Équation du risque
1	[ DR-OCC ]	←	$f^{d,o} \{ [ CC ]; [ A-G ]^* ; [ P, I, M, C, Y, A ]^{d,o} \}$		d'exposition : kilométrage et taux d'occupation
2-3	[ A-G ]	←	$f^{a,g} \{ [ DR-OCC ]; [ CC_i ] ; [ P, I, M, C, Y, A ]^{a,g} \}$		de fréquence et de gravité d'accident
3	[ CC ]	←	$f^{cc} \{ [ DR-OCC ]; [ A-G ]^* ; [ P, I, M, C, Y, A ]^{cc} \}$		de comportement de conduite

**La part aléatoire incompressible est-elle un taux naturel d'accidents ou de victimes ?** La reprise de ce tableau ne signifie pas que tout dépend des variables explicatives : notre opinion est qu'il existe une part des accidents qui ne dépend pas des composantes du système de transport : il arrive un moment où tout investissement supplémentaire permettant d'améliorer la sécurité d'un système de transport aura un effet nul. A ce moment, tout accident mortel ou impliquant des dommages lourds ne sera plus prévisible et contrôlable. La question est alors de savoir dans quelles mesures les accidents restants sont des aléas purs, *i.e.* dus seulement au hasard. D'un point de vue de l'évaluation

quantitative, nous devons être à même d'évaluer cette valeur seuil incompressible en dessous de laquelle il n'est pas possible de descendre à l'aide des seuls instruments d'intervention sur le système de transport.

**Que signifie l'aléa incompressible ?** Ce taux naturel d'accidents lourds et mortels (voire matériels) se situe sur la trajectoire menant vers leur disparition, en supposant que l'écart entre l'aléa et la performance reliée aux coûts puisse être évaluée et s'amenuiser jusqu'à ce qu'il ne reste que l'aléa conditionnel aux dimensions inaliénables du problème : celles qui dépendent de la structure âges-sexe de la prise de risque, par exemple ? Encore faut-il discuter de ces caractéristiques inaliénables ou incompressibles de la prise de risque... puisque PIMCYA, la partie systématique des modèles formulés au Tableau 13, comprend bien des dimensions, même culturelles, sur lesquelles il est peut-être illusoire d'agir. Que nous disent les nombreux comités internationaux sur les possibilités d'action ?

### ii) Les deux volets de la sagesse des nations

Les comités internationaux de politique de sécurité routière qui produisent des recommandations, comme par exemple le dernier volet de recommandations aux ministres des transports européens (CEMT/OCDE/JTRC/TS1/RD, 2006) s'expriment surtout de deux façons. La première concerne les « variables-clés » et la seconde, plus récente, l'établissement d'objectifs nationaux.

**Les quatre cavaliers de l'Apocalypse.** Les grands consensus internationaux sur les politiques de sécurité routière ont leurs idées fixes sur les facteurs susceptibles de réagir à des mesures diverses. Les quatre grandes constantes de tous les rapports comprennent deux éléments du comportement de conduite [ **CC** ], la vitesse et le port de la ceinture, et deux éléments de [ **C** ], la consommation d'alcool et la prise de risque par les jeunes.

Le dernier de ces rapports (ITF/OCDE/JTRC, 2008a), et l'un des plus représentatifs, produit par un comité auquel ont participé pendant 2 ans deux délégués de 21 pays et de 3 organismes internationaux, ajoute pour la première fois aux mousquetaires trois autres cavaliers nouveaux, peloton dont l'inscription ferait l'unanimité au comité : deux variables [ **I** ], portant sur la qualité des infrastructures et des services médicaux d'urgence qui leur sont associées, et une variable [ **M** ] portant sur l'importance des nouvelles technologies de sécurité. Celles-ci sont dites actives ou primaires embarquées (susceptibles de réduire la probabilité d'accident), ou bien passives<sup>55</sup> ou secondaires incorporées aux véhicules (susceptibles de réduire la gravité si un accident arrive), comme les limiteurs de vitesse implantables dans les camions et poids-lourds.

---

<sup>55</sup> Cette distinction correspond, en assurances, aux dépenses d'auto-assurance qui réduisent la probabilité qu'un accident arrive, par opposition aux dépenses d'auto-protection qui réduisent la gravité d'un accident qui est arrivé.

De tels travaux refusent de dire quoi que ce soit sur « le niveau de la mer » déterminé en bonne partie par [ A ] et par la quantité du parc en [ M ]. L'étude des tendances vise à déterminer ce niveau de la mer, mais sans l'expliquer. Les tendances sont à la mode, à condition qu'elles soient linéaires et à la baisse. Voyons de plus près.

**L'établissement des cibles nationales, une recherche d'effet placebo ?** L'aspect le plus intéressant du même rapport est vraisemblablement son annexe (ITF/OCDE/JTRC, 2008b) sur les nouvelles pratiques nationales d'établissement d'objectifs de réduction du nombre de tués sur la route. Ces objectifs ne sont pas des prévisions au sens strict mais plutôt des prolongements de tendances<sup>56</sup> qui, pour celles des 40 juridictions qui les montrent sur des graphiques, semblent tous produits par une courbe de tendance linéaire, sauf dans trois cas où une tendance non linéaire est utilisée. Même lorsque l'échantillon comprend un maximum clair, voire deux maxima comparables comme pour la Nouvelle Zélande (en 1973 et 1987) et le Royaume Uni (en 1969 et 1972)<sup>57</sup>, on ne présente jamais de tendance qui ne soit pas linéaire et décroissante<sup>58</sup> : aucune des autres 37 juridictions n'utilise de fonctions courbes ou polynomiales du logiciel Microsoft EXCEL. Nous n'avons trouvé dans cet état de l'art des pratiques nationales aucun objectif national en hausse. De timides essais avec des ruptures de pentes font progressivement leur apparition plutôt ailleurs, dans les groupes de recherche (*e.g.* Antonion *et al.*, 2008).

### iii) Tendances, asymptotes et Vision Zéro

**Préliminaires : que signifie la vision zéro ?** Pour envisager des perspectives et établir des prévisions à partir de modèles, rien de mieux qu'un peu de vision : mais 0-0 ou 1/10-1/10 ? Le concept de vision zéro se définit comme volonté de faire disparaître la mortalité routière ainsi que les accidents engendrant des dommages corporels lourds. Objectif ambitieux, il semble imposer au planificateur de ne plus pratiquer l'arbitrage conventionnel entre mobilité et sécurité, ce dernier étant désormais considéré comme éthiquement inacceptable (Tingvall, 1998). Un slogan incontournable ?

---

<sup>56</sup> La seule juridiction à faire des prévisions de court-terme (1 à 7 ans) avec un modèle structurel, plutôt que d'utiliser des tendances, est la Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ) qui, depuis 1993, a développé les versions DRAG-2 et DRAG-3 du modèle initial pour faire des prévisions mensuelles (Fournier et Simard, 1997, 1999). Son statut de monopole d'état de l'assurance pour les dommages corporels des accidents de la route l'oblige alors à documenter publiquement un tel modèle officiel, ce qui a été fait dans une série de rapports totalisant 1000 pages (Gaudry *et al.*, 1993-1995).

<sup>57</sup> La Suède, qui a aussi deux maxima comparables, ne fait pas partie des 34 juridictions qui avaient communiqué leurs objectifs pour la version préliminaire du rapport final que nous avons consultée.

<sup>58</sup> Stipdonk *et al.* (2005) utilisent une courbe monotone pour décrire la tendance en Nouvelle Zélande, avec un échantillon qui va de 1980 à 2005 et qui comprend des maxima multiples et un grand sommet.

Cette vision ne prétend pas s'appliquer par l'implantation de nouveaux systèmes automatisés de transport, comme les navettes personnelles automatisées en libre service<sup>59</sup>, mais vise le système actuel de conduite libre. En l'absence de saut technologique décisif, elle fait une place importante à la sécurité active<sup>60</sup> des véhicules en voie de développement mais n'est pas une recherche de salut par la technologie. Le plan d'action actuel du ministère (MIEC, 1999) approuvé par le parlement en 1998 porte en fait sur 11 points plus ou moins concrets où l'on retrouve, dans l'ordre d'un smorgasbord : conception du réseau municipal, tronçons accidentogènes (dont « route qui pardonne »)<sup>61</sup>, responsabilisation des concepteurs et des usagers, port du casque par les cyclistes, application de la loi, sécurité des transporteurs, télématique appliquée aux réseaux et véhicules. Mais d'autres documents officiels fournissent une liste plus précise que celle-ci<sup>62</sup>.

**Un pays de Cocagne ?** Si ce concept angélique ne postule pas explicitement que tous les éléments du système de transport doivent atteindre leur plus haut niveau de qualité quel qu'en soit le prix, il ignore bien les considérations de coût. Il faut dire que les coûts sont toujours présents, de la conception des véhicules à celle des infrastructures et des systèmes de contrôle, pour la route comme ailleurs dans le système de transport : par exemple, on procède à l'homologation des trains et des métros en considérant les arbitrages fréquence-gravité impliqués par les divers designs des systèmes de sécurité dont on simule le fonctionnement, à défaut de pouvoir travailler sur des cas réels. Ce sont les normes qui gèrent implicitement cet arbitrage et qui ont un coût.

---

<sup>59</sup> S'agissant de ces nouvelles technologies, voir sur les navettes personnelles en libre service le site [www.podcar.org](http://www.podcar.org)

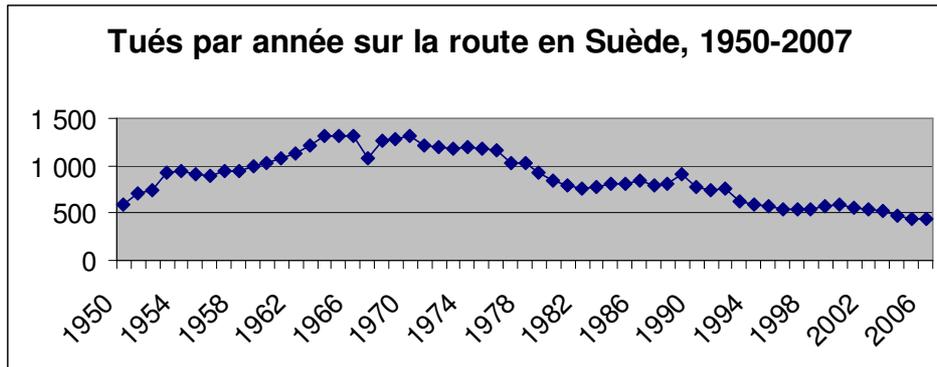
<sup>60</sup> Ce thème recouvre l'implantation de divers senseurs qui surveillent la vigilance du conducteur et le réveillent s'il s'assoupit, corrigent et redressent une trajectoire erratique ou freinent automatiquement (avec contrôle dynamique de stabilité) si le système de précollision avant/arrière prévoit une collision. On va donc beaucoup plus loin que la vision nocturne à l'infrarouge et la fourniture de systèmes d'information sur les limites de vitesse légales ou la position et on suppose acquises des améliorations de la structure des véhicules qui protègent les occupants en cas de collision. Certains systèmes sont à la fois passifs et actifs, selon leur exercice : c'est le cas du Limitateur s'Adaptant à la Vitesse Autorisée ou LAVIA (Ehrlich, 2006) qui peut fonctionner soit en mode « informatif », pour renseigner sur la vitesse autorisée sur le tronçon de route courant, soit en modes actifs divers.

<sup>61</sup> La route qui pardonne est conçue avec des caractéristiques qui corrigent les erreurs de conduite. Par exemple, en France la suppression des arbres le long des routes (et/ou l'ajout de glissières), apparemment responsables de 10% des tués au début des années 2000, est une mesure comprise dans ce sens.

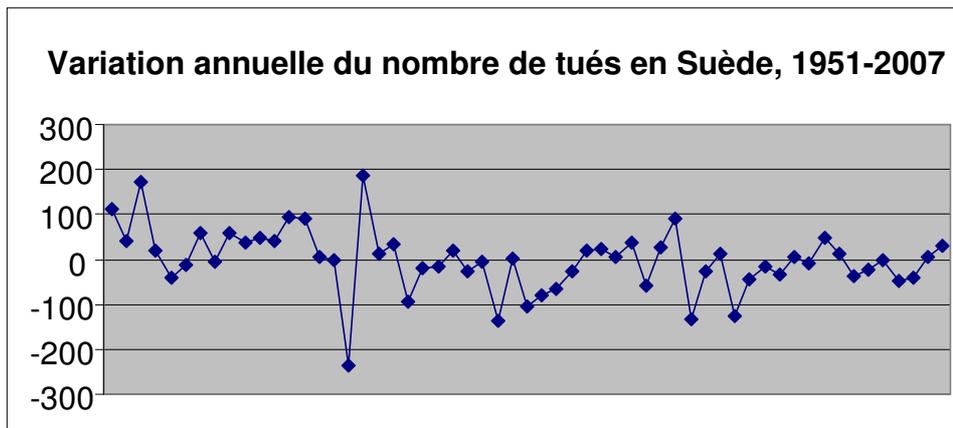
<sup>62</sup> Selon le rapport d'experts Breen *et. al.* (2007): "The 11 points proposed in the plan included: 1. Identifying and treating the most hazardous road sections; 2. Making traffic safer in towns, by reconstructing streets according to the design principles of *Vision Zero*; 3. A stronger emphasis on the responsibility of road users; 4. Safer cycling, especially by means of promoting helmet wearing; 5. Safety audit of transport services purchased by the public sector; 6. A law requiring the use of winter tyres on slippery roads in winter; 7. Exploiting Swedish technology to make motor vehicles safer; 8. Codifying the responsibility for safety of those who design the road transport system; 9. Reassessing penalties for traffic law violations; 10. Clarifying the role of voluntary associations and organisations working for road safety; 11. Experimenting with new systems for financing new roads."

**Comment mesure-t-on la distance à la Vision 0 ?** Quels ont été les effets de l'adoption de la Vision Zéro ? La brochure de l'administration suédoise (SRA, 2006) se contente de dire que « depuis l'établissement de la Vision Zéro en Suède, il y a eu moins de morts sur la route ». Quant aux grands experts internationaux (Breen *et al.*, 2007), il prétendent que le nombre de tués a augmenté depuis l'adoption de la politique. Que se passe-t-il en fait depuis son annonce en 1996 et son adoption officielle en 1998, selon les Figures 21 et 22 ?

**Figure 21. Évolution des tués annuellement sur route en Suède depuis 58 ans**



**Figure 22. Évolution de la variation annuelle du nombre de tués en Suède depuis 57 ans**



L'examen des séries présentées sur ces deux graphiques montre que le nombre de tués depuis 1998 est stable : de 1996 à 2007 compris, la variation cumulative du nombre des tués est de 12<sup>63</sup>, ce qui implique une rupture de la pente qui prévalait auparavant. Par ailleurs, le nombre de tués a augmenté de 8% entre 2005 et 2007 : un dernier sursaut à 472 tués et à 4000 blessés graves avant d'atteindre le but ? Les données de la Figure 22 et le ralentissement des progrès évidents à la Figure 23 indiquent au mieux une stagnation, sinon un minimum. En Suède, la Vision Zéro semble n'être qu'un horizon qui recule depuis son adoption. Le même sort attend-il autrui ailleurs?

<sup>63</sup> En particulier, le nombre de tués en deux-roues motorisés a augmenté de 50 à 80 par an de 1997 à 2004.

**Y a-t-il un point d'aboutissement des tendances des principaux agrégats nationaux ?** Pour en discuter, nous situerons cette vision dans un spectre de modélisation qui tient compte tant des aléas que des nombreux facteurs PIMCYA qui ajoutent des éléments systématiques à l'aléatoire pur, s'il existe. Nous rechercherons des analogies utiles avec d'autres domaines, comme celui de l'explication du chômage qui recourt au concept de « taux naturel » pour isoler dans chaque pays un niveau « incompressible » de chômage.

**L'aléa incompressible est-il un taux naturel d'insécurité ?** Qui sait si ce concept ne pourrait pas nous servir à définir un taux naturel d'accidents ou de victimes ? En première approximation, on peut penser que le taux naturel d'insécurité, correspondant à la partie aléatoire du modèle, sera par définition incompressible et insensible aux mesures diverses : on sait que la part de l'aléatoire est toujours beaucoup plus importante dans l'explication des accidents mortels que dans celle des accidents avec blessés et peut facilement dépasser 20%, même dans les modèles les plus affinés.

**Envisageons une division par 10.** Pour être pratiques et réduire le risque de théoriser le niveau de notre ignorance inclus dans l'aléa, nous poserons la question simple de la possibilité d'atteindre en France, et dans un avenir prévisible, une division par 10 du nombre maximum des tués atteint en 1972 : disons 2000 tués, ce qui représente une diminution de 60% par rapport à 2005. Notre objectif est de développer un sens de ce qui est connu et de ce qui doit être objet de recherche si la question intéresse, pas de faire une évaluation chiffrée des effets de l'adoption de diverses politiques à partir de la littérature, évaluation qui relèverait d'un autre exercice. Que nous disent alors les modèles sur les progrès à effectuer et le travail à faire pour cerner la question ?

#### **D. L'espérance conditionnelle du bilan routier : la division par 10 en France ?**

**À quoi s'attendre de mieux ? La notion d'espérance conditionnelle.** Pour des modélisateurs, les facteurs PIMCYA indiqués au Tableau 13 « déplacent l'aléa » : ils étaient déjà présents dans les ruades des chevaux de Bortkiewicz et n'ont pas disparu avec le passage aux chevaux-vapeur. Pour discuter de perspectives dans un cadre de modélisation multifactorielle, on s'intéressera alors naturellement au premier moment des occurrences du bilan routier national, et plus précisément à son *espérance conditionnelle* :

$$(17) \quad \{\text{Espérance du [ bilan routier ]}\} \leftarrow \{f(\text{PIMCYA ; aléa})\}$$

Cette formulation simple et raisonnable du problème est facilement compréhensible dans les modèles agrégés, mais elle a aussi un sens analytique précis<sup>64</sup> dans les modèles discrets

<sup>64</sup> Voir Gaudry & Vernier (2000) où cette notion déjà mentionnée plus haut est utilisée pour la première fois par simple analogie avec celle de l'Espérance Maximale d'Utilité (EMU) commune en modélisation Logit du choix entre alternatives usuelles (comme les modes de transport).

où elle est définie sur un ensemble d'états qui sont le support de ce qu'il est convenable d'appeler l'espérance maximale d'insécurité (EMI) conditionnelle. Dans tous les cas de figure, tant agrégés que discrets, les variables explicatives PIMCYA doivent voir leurs valeurs précisées pour que l'espérance (évidemment conditionnelle à ces valeurs) du bilan ou l'espérance maximale d'insécurité puissent être calculées. Comment aborder la question ? Faut-il prendre les catégories de variables les unes après les autres ?

**Politique, comportement compensatoire et évolution de l'économie.** Il est important de discuter des facteurs qui relèvent directement des décisions politiques, mais aussi du problème difficile des comportements compensatoires et de celui, plus décisif encore, du rôle des déterminants économiques de la demande et des prix.

Plutôt que de discuter de tous les facteurs possibles un à un, comme dans une recherche de gisements, nous structurerons notre discussion selon ces trois dimensions dont chacune recoupe plusieurs facteurs PIMCYA. Appliquée à chaque brochette, cette méthode accomplit simultanément deux objectifs : elle pose les questions d'importance pour l'avenir de la modélisation et de la prévision en même temps qu'elle fait pressentir l'importance relative des facteurs discutés si on s'intéresse à la division par 10 (baisse de 60%) considérée plus haut et si on cherche des recours aux maux du temps.

### **i) Espérance du bilan routier et « marché politique »**

**Portée principale des interventions de la loi.** Le « marché politique » a des effets divers : sur [ P ] par les taxes sur les véhicules, carburants, amendes et péages (et sur l'obligation et la tarification de l'assurance), sur [ I ] par l'établissement des normes techniques du réseau, des vitesses autorisées, l'élaboration du code de la route et la gestion des flux, sur [ M ] par l'établissement des normes techniques des véhicules, y compris leur homologation et leur équipement sécuritaire ou leur bonne condition technique, sur [ C ] par le contrôle de l'accès à la conduite et autres caractéristiques des consommateurs (conditions médicales) et sur [ Y ] par l'éducation des conducteurs et leur rééducation suite à des condamnations.

Malgré une telle richesse, la prévision du niveau des contraintes imposées par la loi ne porte généralement que sur les quatre cavaliers de l'Apocalypse. Et c'est bien d'une prévision du marché politique qu'il s'agit : le bridage des moteurs pour réduire les vitesses, l'allumage des feux durant la journée et le contrôle des motards<sup>65</sup> ne sont pas des problèmes techniques mais politiques, comme ceux des normes de bruit et d'émission de particules des véhicules.

---

<sup>65</sup> Par exemple, passer entre deux files de voitures est interdit au Canada (pays de l'hiver), autorisé en Californie (état des Hell's Angels) et toléré en France.

**L'électeur médian.** Or l'économie politique du marché de la sécurité est peu développée, même si des chercheurs<sup>66</sup> ont émis des hypothèses testables, dont la principale est celle de la pertinence de l'électeur médian pour expliquer l'évolution des contraintes de gestion de l'accès à la conduite, des vitesses autorisées, des normes techniques des véhicules ou des examens techniques de l'état des véhicules<sup>67</sup> et des caractéristiques des systèmes d'assurance et du niveau des amendes. Il est donc utile de dire quelque chose de l'évolution possible de ce marché qui actionne plusieurs leviers.

Si on souhaite la division par 10, quelle est la valeur attendue des interventions politiques dans un avenir proche ? Utilisons, pour poser les problèmes du niveau attendu des contraintes, ce même cadre de modélisation de l'électeur médian puisque, dans un système démocratique, il est normal qu'il soit pris en compte. Considérons des exemples de contraintes en ordre croissant de souplesse électorale.

**Contraintes à caractère constitutionnel.** Il faut d'abord se rappeler qu'il existe des contraintes fortes dans nos sociétés démocratiques, comme celle du traitement égal des citoyens : il y serait par exemple inacceptable d'ouvrir des routes, fussent-elles rentables et autofinancées, où on garantirait de diviser par deux le risque de mortalité (en se basant sur les taux indiqués à la Figure 7) en n'y acceptant par exemple que les véhicules conduits par des hommes et des femmes âgés de 35-45 ans. Pour changer la Constitution ou son application, l'électeur médian ne suffit pas : il faut généralement une majorité forte, par exemple des deux tiers, et d'autres conditions visant toutes un certain équilibre des pouvoirs et la lenteur de son exercice sur toute modification constitutionnelle.

**Régulations diverses modifiables à court terme.** Par contre, certaines contraintes sont plus facilement modifiables. *Quid* de l'admissibilité à la conduite si importante pour déterminer la qualité moyenne du stock des conducteurs ? L'accès à la conduite n'est pas un droit constitutionnel mais un droit régi dans ses dimensions multiples (âge, conditions médicales) par les décisions politiques de court terme. Pour améliorer le bilan routier, peut-on alors espérer des contraintes fortes sur l'accès des jeunes hommes ou des vieilles femmes, dictées par la Figure 7 et visant à favoriser la conduite des jeunes femmes et des vieux hommes ? Où est la balance du pouvoir sur ce point ? Il est difficile de voir nos systèmes d'électeurs devenir plus exigeants que ce que tolèrera l'électeur médian détenant

---

<sup>66</sup> Laurent Carnis, chercheur de l'Institut national de recherche sur les transports et leur sécurité (INRETS) français, a proposé d'étudier l'évolution de la législation sur la sécurité depuis 1970 en prenant comme fil de conduite les préférences de l'électeur médian porté d'abord par la montée du baby boom et ensuite par son déclin en cours.

<sup>67</sup> Les vérifications techniques des véhicules sont généralement considérées par les chercheurs comme des mesures de création d'emplois locaux. Fosser (1992) a montré avec des données fines que la fréquence des examens n'avait aucune relation avec l'implication des véhicules dans les accidents. Avec des données agrégées, Loeb (1988) a trouvé des effets favorables sur une coupe transversale des états américains ; Tegnér (2000) trouve avec des séries chronologiques mensuelles sur Stockholm que la proportion de véhicules avec des freins défectueux est associée à une hausse du nombre d'accidents avec dommages corporels.

cette balance du pouvoir : est-il opposé à l'allumage obligatoire des feux de jour ? on risquera de négliger cet allumage.

**Régulations instables : la vitesse autorisée et la TIPP.** S'agissant du comportement de conduite [ CC ], d'une importance décisive pour le bilan routier, il est certain que les limites de vitesse routière ne sont acceptées qu'avec de faibles majorités des électeurs, comme le montre l'expérience américaine des 51 états passant leur temps à les changer. La même chose est vraie des taxes sur les carburants, comme la TIPP régionale récemment implantée en France et dont on peut prévoir qu'elle variera souvent (malgré ses limites imposées par l'État), car l'électeur médian peut changer à chaque élection locale : Grabovski et Morrissey (2006) comptent 253 changements de TIPP aux États-Unis entre 1982 et 2000. Les vitesses et les taxes sur les carburants sont donc instables dans les pays décentralisés et leur prévision relève davantage de la théorie du yo-yo que de celle de la toupie ou du bien public à long-terme : la rente pétrolière des étrangers augmente-t-elle ? On réduira plutôt les taxes intérieures sur les produits pétroliers.

**Régulations instantanées : la taxation des véhicules soi-disant énergivores.** Les plus souples des interventions concernent la taxation, facile à implanter. Dans plusieurs pays, comme le Canada, l'Espagne et la France, des taxes à l'achat de véhicules énergivores ont été décidées sans discussion publique de longue haleine, quasiment furtivement, ce qui n'est pas sans implications pour la sécurité routière. D'autres pays discutent plus longuement de mesures comparables. Considérons-les tour à tour.

Pour se protéger d'un risque jugé excessif, voire simplement pour transporter leur famille nombreuse, des citoyens achètent des voitures plus lourdes, mieux construites, ou plus équipées de systèmes d'autoprotection et d'autoassurance que la moyenne. On les taxera alors à l'achat, par exemple en Espagne ou en France afin de réduire les gaz à effet de serre. Or la production de ces gaz est strictement proportionnelle à l'efficacité énergétique, ce qui pourrait aussi suggérer uniquement une hausse des taxes sur les carburants (TIPP).

Une discussion de ce genre est en cours au Congrès américain pour tenter de distinguer explicitement dans la structure des taxes les caractéristiques sécuritaires (reliées traditionnellement au poids total ou masse des véhicules) des caractéristiques de consommation de carburant des véhicules automobiles. Que peut-on espérer de telles discussions et des normes qui en sortiront ? Il serait étonnant qu'une solution économiquement efficace en sorte si elle s'oriente comme par le passé vers des normes CAFE<sup>68</sup> appliquées ici à la sécurité plutôt qu'à l'efficacité énergétique : faudra-t-il, *mutatis mutandis*, que l'espérance de mort dans un accident de référence soit en moyenne égale à une certaine valeur pour la flotte de chaque producteur ?...

---

<sup>68</sup> CAFE ≡ Corporate Average Fleet Efficiency.

**Modélisation de l'électeur médian et sécurité routière.** L'une des difficultés de la modélisation de ce marché est qu'il y a bien sûr une sorte d'asymétrie entre la loi imposée par l'électeur médian et le risque routier qui dépend souvent plutôt du conducteur marginal ou extrême : celui qui décide de distances de sécurité entre les véhicules sur une autoroute n'est pas le conducteur moyen mais celui qui est prêt à prendre le plus de risques puisqu'il s'intercalera à sa guise, indépendamment de la norme moyenne. En fait, c'est en partie le conducteur marginal qui est visé par une réglementation décidée par le conducteur-électeur médian : quand on limite les vitesses, la distribution des vitesses individuelles se concentre plus que sa moyenne ne se déplace. La modélisation du marché politique de la sécurité routière a donc des particularités.

Cette modélisation n'est pas sans difficultés car les interventions de la loi ne vont pas toujours dans le même sens et sont fragiles. Par exemple, c'est la contrainte de la loi qui explique plusieurs des résultats les plus spectaculaires de l'usage d'infrastructures améliorées : quand on ajoute de l'éclairage à un parcours routier, y compris sur autoroute, les taux de mortalité et de morbidité chutent. Pourquoi ? Parce que la limite de vitesse empêche les conducteurs de rétablir leur risque au niveau précédent, celui qui était accepté à la noirceur. Ce n'est pas l'éclairage qui sauve, mais la loi combinée à l'éclairage —aussi longtemps que les limitations ne sont pas relevées.

**Demande de risque et marché politique.** Le problème-clé est donc ici celui du « marché du risque », contraint par les réglementations : il n'est pas en équilibre libre ou stable, mais en équilibre très contraint et souvent instable car soumis aux velléités médianes. Cette demande de risque est plus élevée que toute définition raisonnable de la Vision 0 peut accommoder en contraintes sur la brochette des mesures politiques. Il s'agit bien « des sanglantes mathématiques de notre condition », comme on l'a si bien dit<sup>69</sup>.

**Espérance du bilan conditionnelle à la brochette politique.** Dans le cadre hypothétique de moyen terme qui est celui de la division par 10, quelle est l'espérance des variations causées par le marché politique ? L'opinion du grand Duclos sur l'influence du politique dans la gestion des réseaux de transport (1759, p. 24) était :

« [...] l'Etat, mal servi, s'endette toujours de plus en plus, & tombe dans l'impuissance absolue de s'acquitter, s'il ne change de conduite. D'ailleurs le désordre s'y met ; on retarde une dépense nécessaire, pour en faire d'inutiles par anticipation, parce qu'il n'y a point de barriere que ne forcent le crédit, & la faveur.

Telle étoit, en 1726, la situation des Ponts & Chaussées, lorsque M. Dubois, [...] entreprit de les liquider & de réprimer tous les abus que le desordre occasionné par le malheur des tems, y avoit introduits ».

---

<sup>69</sup> Camus, auteur de cette expression tirée de *L'étranger*, publié en 1942, mourra dans un accident de la route.

Le grand *baby bust* passé, quels facteurs ont le plus d'influence à long terme ? C'est la hausse de l'éducation et du niveau de vie qui semblent déterminants dans beaucoup de modèles : on peut donc espérer une hausse tendancielle faible des restrictions si les propensions à la déresponsabilisation et au laxisme qui vont souvent de pair avec la hausse du niveau de vie sont contenues.

## ii) Les arcanes de la compensation individuelle

**Portée de la compensation.** La compensation est l'idée que l'imposition de contraintes ou de normes par la loi donne automatiquement lieu à des comportements de compensation pour rétablir au moins en partie le risque de conduite à son niveau antérieur. On pourrait dire que la compensation s'exprime principalement à court terme par [ CC ], le style de conduite, mais qu'elle porte sans doute à plus long terme sur les choix d'équipement [ M ]. La discussion sur la compensation distingue généralement entre une réaction au changement technologique et une réaction aux changements des prix [ P ].

**Compensation suite aux gains technologiques.** S'agissant des améliorations technologiques des véhicules ou de leur équipement sécuritaire, on dirait dans le langage des économistes que les innovations techniques imposées provoquent, comme les variations de prix, des effets de restructuration du panier acheté (de substitution-complémentarité entre les éléments) et des effets de taille du panier (de revenu). Suite à une amélioration imposée des normes techniques des véhicules ou de leur usage, par exemple, comment réagiront les conducteurs ? Quel sera leur « sentier d'expansion » ? Dépenseront-ils leur richesse nouvellement acquise, voire imposée, pour rétablir leur ancien niveau de risque ou restera-t-il un gain net forcé de sécurité ?

L'imposition de véhicules plus sûrs (ou en meilleur état) changerait surtout les vitesses choisies [ CC ]. La discussion ne porte pas ici sur la compétence des conducteurs à lire les modifications imposées (comme les avantages de porter sa ceinture et son baudrier) mais sur leur réaction à celles-ci : le port obligé d'une ceinture, d'un baudrier, d'un casque, ou à l'usage d'un véhicule plus sûr que celui qu'ils auraient utilisé autrement.

**Origine apparente du débat sur la compensation.** L'amélioration des caractéristiques sécuritaires des véhicules n'est pas d'aujourd'hui : de l'ajout de ceintures à la Renault Dauphine de 1956, voiture la plus vendue en France en 1961, au contrôle dynamique de stabilité des modèles récents, l'itinéraire est continu et borné d'étapes célèbres qui vont des pare-chocs déformables résistant à de faibles chocs (de 5 à 8 km/heure selon le pays) aux pare-brises sécuritaires. En fait, si l'on ajoute bout à bout les prévisions de gains faites lors de chaque amélioration depuis 50 ans, on trouvera peut-être que leur somme implique aujourd'hui des morts négatifs. Et on nous annonce maintenant que des baisses de 15 km/h de la vitesse qui précède immédiatement la collision diviserait le nombre de tués par deux

(Tingvall, 2008). La question est donc de savoir si les conducteurs augmenteront d'autant leurs vitesses choisies.

Que se passe-t-il alors puisqu'à l'évidence tous les gains ne sont pas réalisés ? Le problème très difficile à résoudre est celui de la façon dont une part des gains potentiels d'un véhicule plus sûr est « dépensée », comme un revenu nouveau, pour rétablir en tout ou en partie le niveau de risque antérieur. La compensation est très difficile à mesurer directement sur les vitesses, alors on le fait indirectement par l'étude de comportements comparables, (e.g. Sobel & Nesbit, 2007), ou par l'étude des conséquences sur la fréquence ou la gravité d'équipements précis (Winston *et al.*, 2006) ou de l'année d'immatriculation du véhicule (Broughton *et al.*, 2000). Quelles pistes retenir pour notre perspective?

**Réaction aux changements de prix et amendes.** Il ne faudrait pas croire que toutes les interventions de la loi donnent lieu à des réactions de compensation : généralement parlant, les amendes et pénalités diverses ont sur le comportement de sécurité des effets qu'il est difficile de compenser en prenant plus de risques autrement.

En partie parce qu'on réagit aux changements du niveau des amendes et des prix, les réactions associées à ces changements, ou aux changements de régimes d'assurance, sont généralement les plus faciles à déceler (Gaudry, 1992; Krupp, 2005). Les prix des carburants et de l'assurance ont des effets importants sur les vitesses et la prise de risque. Par exemple, l'expérimentation, faite en Grande Bretagne, d'une assurance au coût marginal en temps réel, c'est à dire variant selon l'heure et le lieu et appliquée par GPS (plutôt que d'être forfaitaire dans sa structure) par la compagnie d'assurances Norwich Union depuis octobre 2006, a occasionné des baisses très importantes des accidents chez ses assurés, en particulier chez les jeunes conducteurs la nuit et en fin de semaine.

**Espérance du bilan conditionnelle au comportement compensatoire.** Au total, on s'attend à une compensation partielle de tous les gains technologiques, à une compensation nulle des effets des amendes, et à une compensation très importante associée à l'implantation de régimes d'assurances au coût marginal proposés au moins depuis Vickrey (1968). On constatera au Tableau suivant que la tarification utilisée par Norwich Union (Crampton, 2007) y ressemble fort.

**Tableau 14.** Coût d'un trajet de retour à domicile, conducteur entre 24 et 65 ans (Norwich Union)

	2,3 milles sur une route à une voie	1,2 milles sur une grande route	2,6 milles sur une route à une voie	2,3 milles sur une grande route	<b>COÛT TOTAL des 10,7 milles</b>
<b>Hors pointe</b>	9.2 pence	1.2 pence	10.4 pence	16.1 pence	<b>36.9 pence</b>
<b>En pointe (1)</b>	13.8 pence	1.8 pence	15.6 pence	27.6 pence	<b>58.8 pence</b>

(1) = de 23h00 à 6h00.

### iii) L'économie, le transport et les accidents à court terme

**Les facteurs économiques dont est dérivée la demande de transport.** On ne peut ignorer que la demande de transport est dérivée des activités économiques, tant pour les personnes que pour les marchandises. Pour déterminer en particulier la demande routière et le chargement des véhicules routiers [ DR-OCC ], qui sont d'une importance décisive pour expliquer [ A-G ] comme on peut le voir symboliquement au Tableau 13 et réellement dans toute l'histoire de la modélisation agrégée, il faut s'intéresser au niveau de la demande totale de transport et au choix modal résultant de l'activité économique.

Que l'on choisisse d'expliquer ces deux quantités par un produit de modèles, genre équation (10), ou pas, il faut en tout état de cause expliquer et le nombre de véhicules en usage [ DR ] et l'intensité de leur usage [ OCC ]. Il est en effet impossible de développer des perspectives sur l'évolution du bilan routier en se limitant aux « interventions » et à la « compensation », leurs effets fussent-ils connus à la perfection. Même si les barques ne coulaient pas d'elles-mêmes ou sans raison, combien de barques prendront la mer et quel sera leur chargement ? Un modèle sans exposition au risque [ DR-OCC ], tant expliquée qu'explicative, n'a pas de moteur.

Considérons-donc tour à tour [ OCC ] et [ DR ] dans une perspective de modélisation de court terme avant de poser la question du moyen terme et du rôle incontournable et central de la croissance économique sur le bilan routier.

**L'occupation des véhicules.** Comment tenter de comprendre quelque chose au modèle central de Smeed ? En le réécrivant comme une fonction du taux d'occupation des véhicules, ce qui revient à remplacer, dans l'équation S-1 du Tableau 3, la variable explicative par son inverse. Le résultat de cette substitution indiqué à l'équation C du Tableau 15, présente alors le nombre de tués comme proportionnel au parc et comme infra-proportionnel au chargement des véhicules ou taux d'occupation.

Comme la nouvelle écriture est un produit de variables explicatives du nombre de tués, l'élasticité de ce nombre par rapport au parc est calculable en faisant la somme des élasticités, égales ici aux coefficients, de chaque terme :  $[ 1 + (- 2/3) = 1/3 ]$ . La hausse du parc impliquerait donc dans le modèle de Smeed un effet proportionnel, qui est assimilable à un effet d'exposition, et un effet infra-proportionnel assimilable à un effet de fréquence-gravité : si on suppose que le kilométrage par véhicule est constant, l'explicitation en C permet d'associer l'exposition au nombre de véhicules et la fréquence-gravité au taux d'occupation [ OCC ].

Mais dans quelles conditions est-il possible qu'une hausse du nombre de véhicules et une baisse de leur taux d'occupation d'un même pourcentage impliquent une variation moins que proportionnelle du nombre de tués, un « gain marginal » ? Posé autrement, le problème est de comprendre comment transformer les passagers des automobiles (et peut-

être des autres modes comme ceux des deux-roues motorisés) en conducteurs d'automobiles réduit le nombre de victimes par véhicule : deux personnes parcourant 1 km dans une voiture impliqueraient un bilan par kilomètre parcouru moins favorable que celui qu'on obtiendrait avec deux personnes parcourant, chacune dans sa voiture, la même distance.

**Tableau 15. Réinterprétation du modèle de Smeed par adjonction d'un effet vitesse**

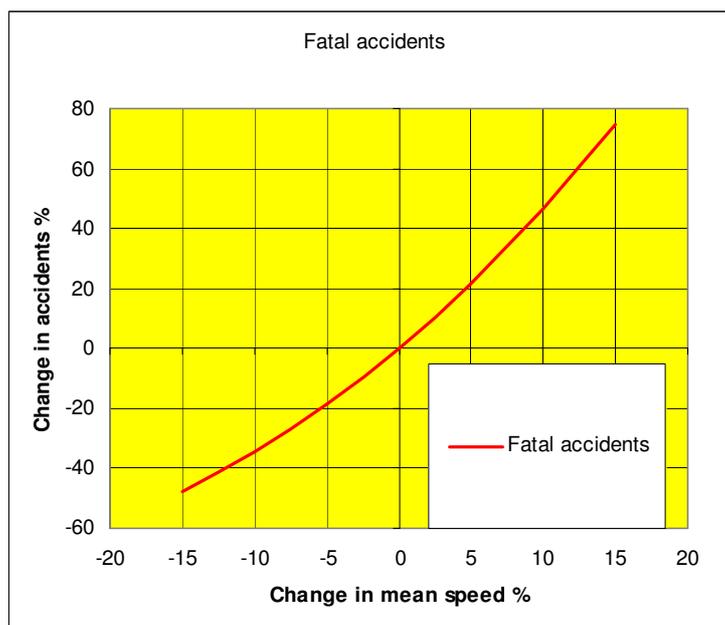
L'équation de Smeed (1949)			
S-1	(Tués/Véhicule) =	$k_a \cdot (\text{Véhicules/Population})^{-2/3}$	A
	(Tués) =	$k_a \cdot (\text{Véhicules}) \cdot (\text{OCC}^{-1})^{-2/3}$	B
	(Tués) =	$k_a \cdot (\text{Véhicules}) \cdot (\text{OCC})^{2/3}$	C
L'équation de Nillson (2004) reprise par Elvik <i>et al.</i> (2004)			
	(Tués) =	$k_v \cdot (\text{Vitesse})^{4,5}$	D
La combinaison des équations C et D			
	(Tués) =	$k_{av} \cdot (\text{Véhicules-km}) \cdot (\text{Vitesse})^{4,5} \cdot (\text{OCC})^{2/3}$	E

La première interprétation de ce résultat consiste à dire qu'à vitesse donnée la baisse du taux d'occupation des véhicules réduit la fréquence-gravité d'accidents qui ont lieu tout aussi fréquemment par kilomètre parcouru. On dira dans ce sens qu'il y a plus de chances de dommages corporels s'il y a plus d'occupants du véhicule. Mais c'est là prêter au chargement un rôle majeur qui n'a pas encore été exploré directement dans la modélisation : il s'agit donc d'un point de recherche.

Une autre possibilité d'interprétation consiste à faire intervenir la vitesse. Pour le faire, nous présentons au Tableau 15 la version simplifiée de l'équation de Nillson formulée dans divers rapports suédois avant la version plus connue de 2000 ou de sa thèse en 2004, valeurs de puissance dont les valeurs d'origine présentées à la Figure 23 ont été raffinées ensuite par Elvik *et al.* (2004).

La seconde interprétation, tout à fait possible parce que le modèle « Puissance » de Nillson ne distingue pas entre les effets de la vitesse sur la fréquence et sur la gravité, consiste à (i) attribuer à un changement de vitesse l'effet recherché ; (ii) à nier simultanément que la probabilité jointe d'un tué soit plus faible si deux individus parcourent chacun un kilomètre en voiture qu'elle ne l'est si les deux individus sont dans la même voiture. Pourquoi doubler l'exposition (mesurée par le nombre de véhicules) réduirait-il la fréquence-gravité conditionnelle à l'exposition ? Le gain implique en fait implicitement un effet de baisse en fréquence-gravité conditionnelle plus que proportionnelle à celui de la hausse de l'exposition.

**Figure 23. Relation entre vitesse et nombre de tués (Nillson, 2000)**



Si, comme beaucoup le pensent, l'équation D au même Tableau 15 exprime bien l'effet net de la vitesse, une faible baisse des vitesses est suffisante pour obtenir une baisse importante du nombre de tués même sans modification de la probabilité de fréquence-gravité conditionnelle associée au taux d'occupation des véhicules.

Mais pourquoi alors la vitesse baisserait-elle ? On sait que, dans les pays de l'OCDE principalement concernés par le maximum de tués en 1972-1973 la part des dépenses d'infrastructure sur la construction de routes a baissé partout à partir de 1967 bien avant la rupture (accélération) de tendance du stock de véhicules en 1970. De légers gains de densité de trafic, qu'on appelle « le bénéfice de la densité du trafic » ont pu faire baisser les vitesses. L'exposant élevé de la vitesse (que l'on accepte le chiffre initial de Nilsson ou la valeur un peu plus élevée de 4,5 recommandée par Elvik *et al.*), suffit pour qu'une légère hausse de la densité du trafic explique le gain.

C'est à la recherche de départager en E du Tableau 15 le « tout taux d'occupation des véhicules » du « tout hausse de la densité du trafic avant même apparition de congestion ». On peut même imaginer des combinaisons des deux hypothèses qui vont bien au delà de notre discours et tiennent compte aussi des accidents avec blessures.

**Le rôle des activités économiques.** Dans les modèles de demande de transport, y compris routière, l'activité économique peut être plus ou moins détaillée. Les modèles annuels ont tendance à privilégier le PIB ou le Revenu total comme mesure (finale) d'activités et à négliger le rôle des activités intermédiaires dont les niveaux sont, en données annuelles, très corrélés avec le PIB. On parle alors de l'effet du PIB sur la demande de transport en sachant bien que cet indice représente imparfaitement les activités finales et intermédiaires.

Toutefois, dès que des données trimestrielles ou mensuelles sont utilisées, il devient intéressant d'expliciter le rôle des niveaux très variés des activités économiques intermédiaires (au sens des matrices input-output), comme le font par exemple Foos & Gaudry (1986) ou Blum *et al.* (1988) pour la demande routière allemande totale, en montrant que ce sont toutes les activités intermédiaires et finales qui sont pertinentes et dont les élasticités nous intéressent. La vraie question est : si toutes les activités intermédiaires et finales doublent, qu'arrivera-t-il à la demande routière totale (voyageurs et marchandises) ?

La réponse donnée par les plus raffinés des modèles meso-économiques de la Famille DRAG est claire : si on double toutes les activités en conservant le reste (motorisation, prix, *etc.*) constant, la demande routière double. On trouve cette réponse autant dans DRAG-2 pour le Québec (Fournier & Simard, 2000), où 18 activités sont prises en compte (9 pour les automobiles et 9 pour les camions), que dans ID-E pour l'Espagne (Bernardos & Arenas, 2008) où 8 activités sont prises en compte. Doubler [ A ] à niveau de congestion donné double donc approximativement [ DR ] dans les modèles de court terme.

**Espérance du bilan conditionnelle aux activités économiques et au taux d'occupation des véhicules.** Qu'espérer de mieux dans ces conditions ? Les taux d'occupation des voitures se rapprochent de 1,00 comme on l'a souligné plus haut : on ne peut donc attendre grand chose de ce facteur. Mais tant que l'économie continuera de croître, la demande de transport totale et sa part routière joueront un rôle important. Ce rôle considéré par lui-même rend suspecte l'idée même d'une division par 10 en France.

#### **iv) Le transport découplé de la croissance économique à moyen terme?**

La question plus intéressante et plus difficile est celle de l'avenir de cette relation dans un avenir de moyen terme. À cause de son importance et du manque de recherches sur le sujet, nous allons la poser explicitement : quelles sont les tendances de long terme de la demande de transport, en particulier routière, française ? Les tendances et chances du « découplage » posées tant pour cette demande totale que pour le choix du mode, diffèrent-elles selon qu'on s'intéresse aux voyageurs ou aux marchandises ? Certains rapports français récents (*e.g.* CGPC, 2006) tablent sur un découplage partiel entre économie et transport.

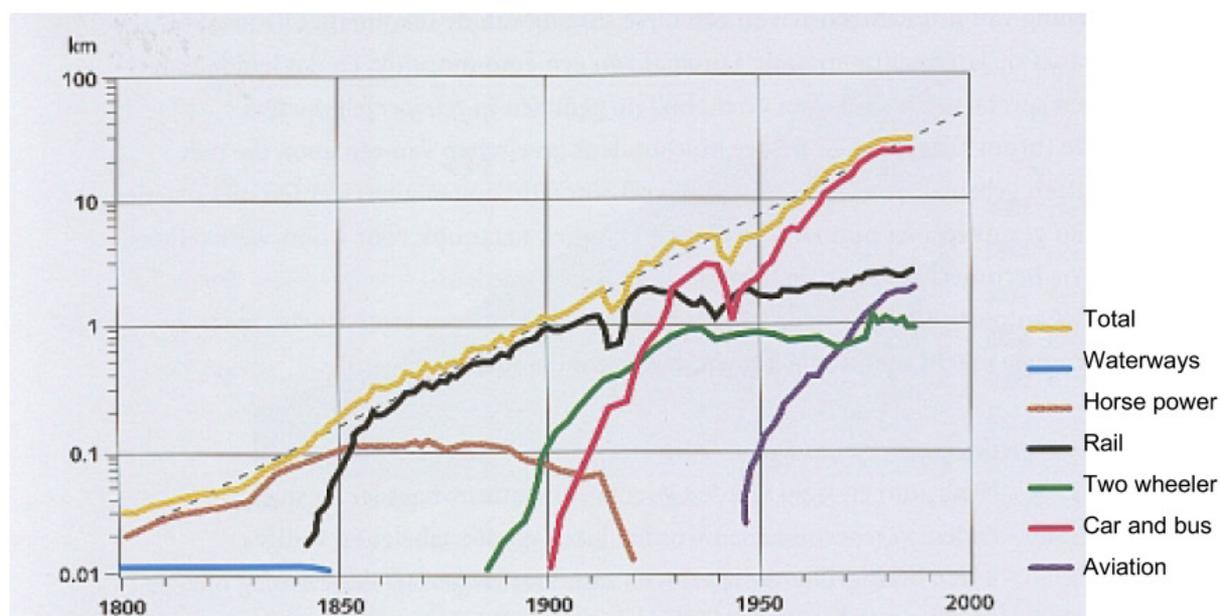
**Croissance économique et demande totale de transport.** Contrairement à la demande totale d'énergie, la demande<sup>70</sup> totale de transport (tous modes confondus) semble

---

<sup>70</sup> Cette affirmation exigerait une discussion des unités de mesure : voyageurs ou tonnes, kilométrage. La conjecture de Zahavi (1979), reprise par Marchetti (1994) en citant les données de Grübler (1990) sur les voyageurs-km et les messages expédiés en France, revient à postuler une utilité marginale fortement décroissante après une heure de déplacement : elle implique qu'une hausse des vitesses se traduit par une hausse proportionnelle du kilométrage parcouru, ce qui implique une certaine surface d'urbanisation pour tout centre urbain. En France le temps moyen par adulte indépendamment du mode était bien d'un peu plus

difficilement dissociable de la croissance économique au sens où l'on pourrait s'attendre à une forte baisse du nombre de personnes-km ou de tonnes-km observés par unité marginale de PNB, comme cela s'est produit pour l'énergie (toutes sources confondues) suite aux importantes hausses réelles de prix qui ont accompagné la formation du cartel de l'OPEP en octobre 1973 et sa renaissance au début des années 1980. Ce couplage fort croissance/transport, implicite aux Figures 24 et 25, respectivement pour les voyageurs-km/jour et les tonnes-km/an, est vraisemblablement solide, sauf à imaginer une hausse dramatique des prix et obstacles réglementaires au transport.

**Figure 24. Distance parcourue par personne par jour en France, 1800-1990 (échelle logarithmique)**



Source : Grübler (1990).

Et il faudrait alors poser la question à nouveau en distinguant bien entre personnes et tonnes, multipliées ou pas par les kilomètres parcourus. Il pourrait apparaître une différence entre le comportement des personnes-km et celui des tonnes-km, sans parler d'autres possibilités. Ce thème de la réconciliation des modèles de tonnes et de tonnes-kilomètres, des coupes et des séries, devient d'autant plus pressant qu'on se pose la question du découplage et qu'il faut définir un cadre de réponse.

**Conjecture de Zahavi sur le consentement des personnes à se déplacer.** Les valeurs globales montrées à la Figure 24 sont compatibles avec l'idée qu'il existerait, simultanément à cette extraordinaire évolution de la longueur des déplacements des personnes, une asymptote au sens où, à mesure qu'augmente le revenu réel par tête et qu'évolue simultanément la technologie des transports et donc leur prix, c'est la

---

de 20 minutes par déplacement journalier lors des deux dernières enquêtes nationales transport (1978-1979 ; 1993-1994).

répartition entre modes lents et modes rapides, et la longueur des déplacements, qui seraient modifiées<sup>71</sup>, pas le temps total moyen affecté au transport.

En première approximation, cette quasi « constante anthropologique » limiterait la croissance de la demande totale des voyageurs en causant une « saturation » par le biais du temps consacré au transport. On peut bien sûr élargir la compréhension de cette conjecture de Zahavi (1979), partiellement<sup>72</sup> étayée aussi par Marchetti (1994), en l'interprétant non pas une constante véritable mais plutôt comme un ordre de grandeur des paramètres de la distribution du consentement à se déplacer un certain temps chaque jour. Ce consentement révélerait simplement une utilité marginale fortement décroissante du temps de transport au delà d'un ordre de grandeur journalier d'une heure.

**Les marchandises.** Par contre, personne n'a encore fourni de documentation longue, même indirecte, sur une saturation de la demande totale de transport des marchandises reliée au développement économique : par exemple, le bureau électronique tant attendu implique à New York un doublement de la quantité de papier consommé par employé du bureau entre 1990 et 2000. Sans doute les demandes de biens intermédiaires consommés par les services sont-elles mal documentées en analyse input-output conçue pour l'analyse des biens plutôt que des services (Leontief, 1941) et simplement étendue ensuite, dans le même esprit, pour tenir compte de l'espace (Moses, 1955) comme on le fait aujourd'hui dans les transports (Cascetta & Di Gangi, 1996). À la Figure 25 où les valeurs présentées sont annuelles, on décèle bien la fermeture des mines de charbon (et le passage au nucléaire), mais (les guerres exceptées) aucune autre modification de tendance.

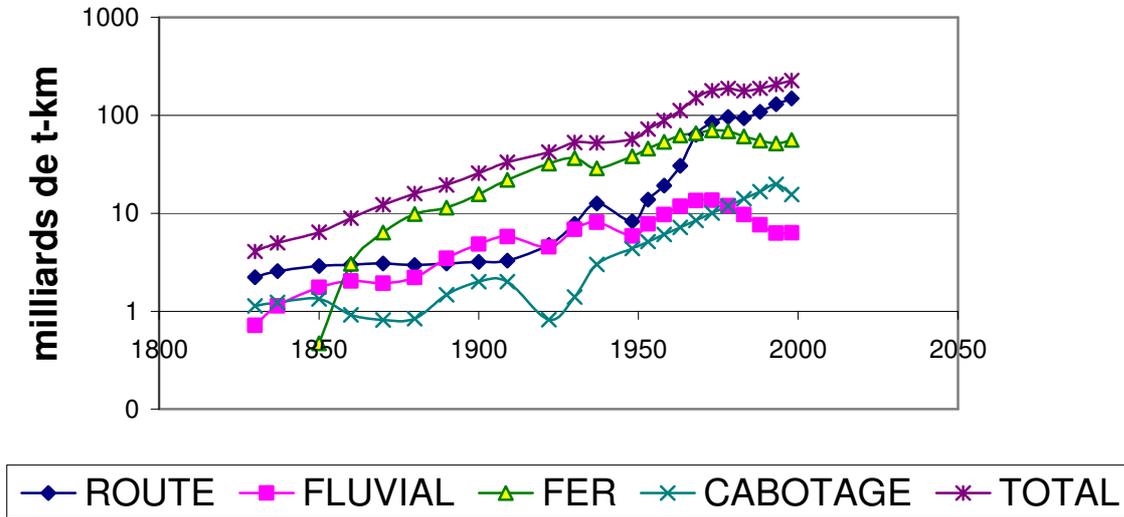
**Figure 25. Tendances séculaires du transport des marchandises en France**

---

<sup>71</sup> Par exemple, entre les 2 dernières enquêtes nationales transport de 1978-1979 et de 1993-1994, la distance moyenne parcourue en avion par les Français a doublé, passant de 600 à 1 200 km par déplacement aérien.

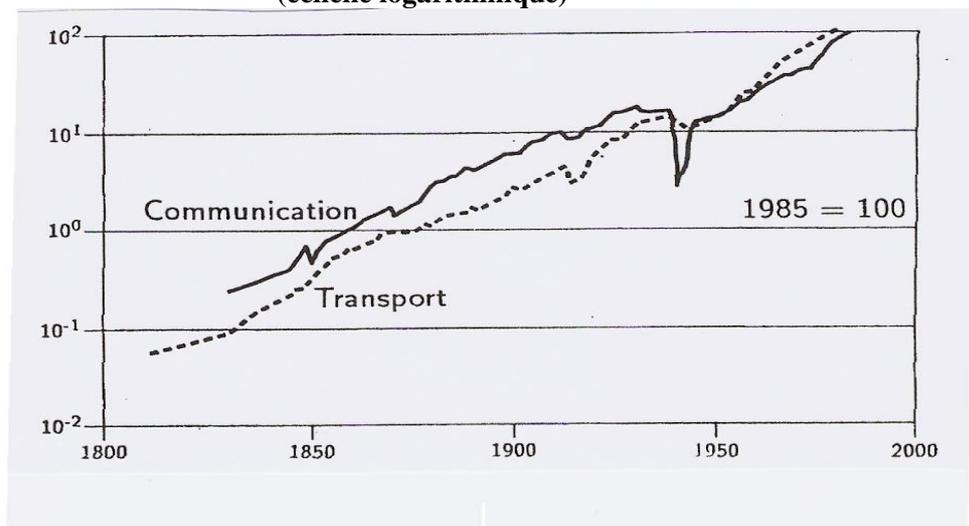
<sup>72</sup> Les chiffres de Marchetti sur la constance supposée du risque de mortalité automobile aux États-Unis ne sont pas interprétables comme des constantes, bien au contraire.

**Transport de marchandises en France de 1830 à 2000 (Sauvant, 2002)  
(échelle logarithmique)**



**Instinct luddite : le salut par les communications ?** Que faut-il attendre des communications ? Examinons la Figure 26. Bons enfants aux instincts luddites, nous pensons parfois qu'avoir à disposition plus de machines à communiquer impliquera consacrer moins de ressources au transport. La société des téléconférences qu'on nous annonçait il y a 20 ans semble appartenir aux horizons qui reculent toujours —observation parfaitement compatible avec un nombre sans cesse croissant de téléconférences.

**Figure 26. Distance parcourue et messages par personne par jour, France 1835-1990 (échelle logarithmique)**

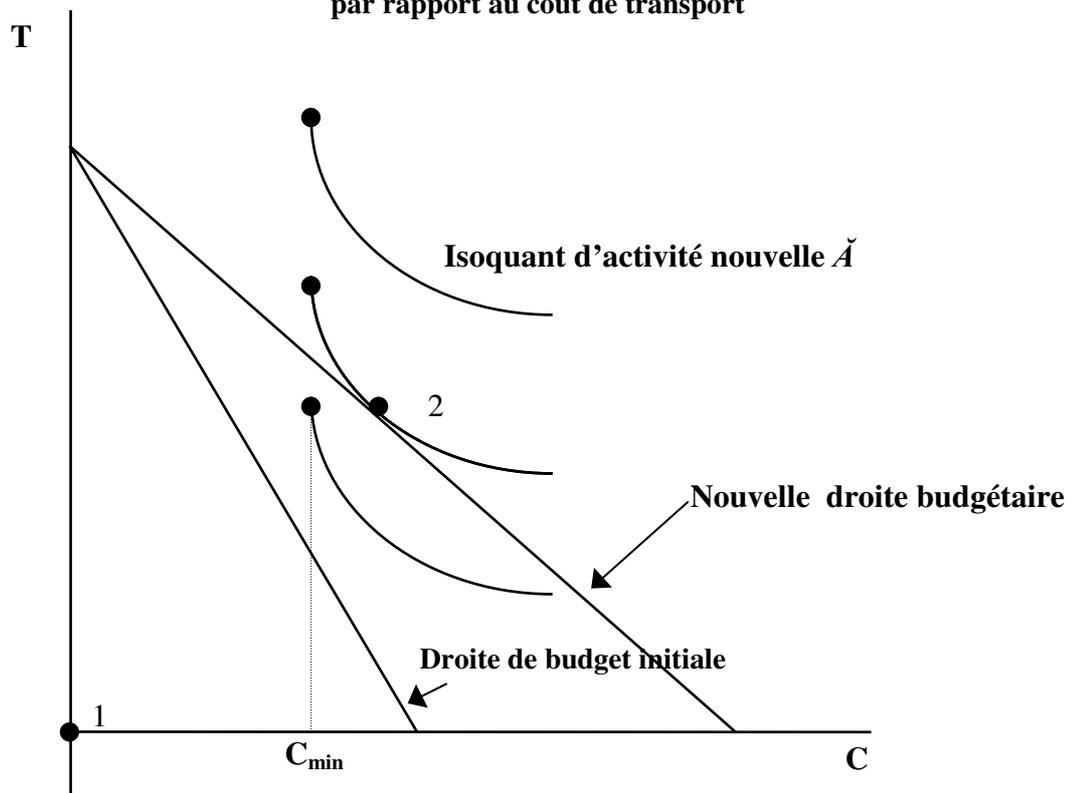


Source : Grùbler (1990).

Mais voyons qui a l'histoire de son côté. Comme on le constatera à la Figure 26, il est clair qu'aucune technologie de communication depuis 3 siècles n'a jamais causé de baisse décelable de la demande totale de transport. À l'évidence, la Poste Royale et ses relais, les télégraphes optique et électrique, le téléphone (fixe ou pas), le télex, le télécopieur et ... l'internet sont sans effet négatif apparent, ou à ce jour *perceptible*, sur la demande de transport des voyageurs (et marchandises) : le modèle luddite d'une substitution globale permanente entre les intrants transport et communication semble faux. Il va donc falloir réfléchir un peu pour bien cadrer la question qu'on nous pose sur la demande de transport.

**Corollaire implicite sur les communications et les transports comme intrants.** En effet, s'il existe une relation de long terme apparente entre les transports et les communications, elle serait de complémentarité brute plutôt que de substituabilité brute. Il semble bien que, même si le prix des communications devenait nul (ou peut-être surtout s'il l'était ?), la demande de transport ne serait aucunement décentrée de sa tendance à la hausse. Comment comprendre ? Considérons la Figure 27.

Figure 27. Nouvelle activité  $\check{A}$  occasionnée par une baisse relative du coût des communications par rapport au coût de transport



Cette figure, tirée de Gaudry (1998), nous situe dans le cadre classique d'une demande d'intrants (le capital et la main d'œuvre usuels étant simplement remplacés par le transport  $T$  et les communications  $C$ ) nécessaires à divers niveaux de production

représentés par des isoquants tout à fait classiques. Considérons-y en particulier le cas d'*activités nouvelles*  $\check{A}$  suscitées par la baisse du prix relatif des communications. Dans la situation de référence, la droite de budget initiale implique un niveau *nul* de production de l'activité  $\check{A}$  (le point 1 à l'origine) parce que la quantité minimale de communication  $C_{\min}$  nécessaire à l'activité n'est pas accessible avec ce budget de référence. Toutefois, suite à une baisse du prix de  $C$ , les demandes de communication et de transport augmentent **ensemble** du point 1 doublement nul au point 2 doublement positif devenu accessible grâce à cette baisse de prix des communications.

Comment se fait-il alors que ces deux modes de mise en relation des personnes apparaissent si spontanément aux luddites et à d'autres comme des substituts microéconomiques de court terme mais se comportent bien de manière agrégée comme des compléments ? On peut penser que, lorsqu'on pose la question une première fois, la nature de l'ensemble des activités économiques  $\{A\}$  est implicitement supposée connue et fixe.

Dans la réalité toutefois, les firmes délocalisent et externalisent<sup>73</sup> leurs fonctions diverses, de la production à la comptabilité et aux services informatiques, et nombre d'autres activités nouvelles se créent qui exigent bien, suite à la baisse des coûts de communication, plus de communication et de transport : les professeurs se mettent à diriger des étudiants dans diverses universités étrangères, ce qui est impensable sans coûts de communication bas mais qui génère de nouveaux déplacements. De nouvelles activités sont sans cesse rendues possibles : il ne faut donc pas compter sur les communications pour modérer les transports.

---

<sup>73</sup> Ce dégroupage (« unbundling ») des fonctions des entreprises n'est pas une nouveauté, quoiqu'on en dise.

## 7. Références bibliographiques

- Abdel-Aty, M.A. et A.E. Radwan (2000), Modelling traffic accident occurrence and involvement. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 32 (5), 633-642.
- Abdel-Aty, M. A., Chen, C., et J.R. Schott (1998), An assessment of the effect of driver age on traffic accident involvement using log-linear models. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 30(6), 851-861.
- Al-Ghamdi, S.A., 2002. Using logistic regression to estimate the influence of accident factors on accident severity, *Accident Analysis and Prevention*, 34 (6), 724-741.
- Amoros, E., Martin, J.-L. et B. Laumon (2005), *Registre des victimes d'accidents de la circulation: extrapolation au niveau national*, Rapport UMRESTTE no 0509, 58 p., INRETS, Octobre.
- Antoniou, C., Bergel, R., Brandstaetter, C., Commandeur, J.J.F., Gatscha, M., Papadimitriou, E. et W. Vanlaar (2005). *Multilevel modelling and time series analysis in traffic safety research – Methodology*, Deliverable D7.3 SafetyNet Project, 165 p..
- Antoniou, C., Papadimitriou, E. et G. Yannis (2008). *Modelling road fatality trends in the European countries*. 21 p., Second SafetyNet Conference , European Road Safety Observatory (ERSO), 17-18 avril, Rome.
- Baum, H.M., Lund, A. et J.K. Wells (1988). *The Mortality Consequences of Raising the Speed Limit to 65 mph on Rural Interstates*. Insurance Institute for Highway Safety, Arlington, Virginia, 17p., November.
- Bedard, M., Guyatt, G.H., Stones, M.J., Hirdes, J.P., 2002. The independent contribution of driver, crash, and vehicle characteristics to driver fatalities, *Accident Analysis and Prevention*, 34 (6), 717-727.
- Ben-Akiva, M.E., et S.R. Lerman (1985), *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, The M.I.T. Press.
- Bentebibek, R., et S. Despres (2006). SAARA : *Un Système d'Aide à l'Aménagement Routier Automatisé*, 14<sup>ème</sup> Atelier de Raisonnement à Partir de Cas, 30-31 mars 2006, Besançon, France.
- Bergel, R. et A. Delpire (2004). Forme fonctionnelle d'un modèle mensuel agrégé de risque routier. *Actes INRETS N° 90*, 19 pages.
- Bergel, R. et B. Girard (2000). The RES model by road type in France. Ch. 10 in Gaudry, M. et S. Lassarre, (dir.), *Structural Road Accident Models : The International DRAG Family*, pp. 237-250, Elsevier Science, Oxford, [www.elsevier.com/locate/isbn/0080430619](http://www.elsevier.com/locate/isbn/0080430619).
- Bergeron, R. (1999), *Le livre noir de l'automobile*, Hypothèse, Montréal, 455 pages.
- Bernardos, E. et B. Arenas (2008). *Intercity DRAG-Spain (ID-E) results*. Communication présentée au 3<sup>ème</sup> Séminaire international NERDS-RSVP, INRETS, Arcueil, mars.
- Blower, D., Campbell, K., et P. Green (1993), Accident rates for heavy truck-tractors in Michigan. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 25 (3), 307-321.
- Blum, U., Foos, G., et M. Gaudry, (1988). Aggregate Time Series Gasoline Demand Models: Review of the Literature and New Evidence for West Germany. *Transportation Research A* 22, 2, 75-88.
- Bolduc, D., Bonin, S. et M. Lee-Gosselin (1993). *Un outil méthodologique désagrégé pour l'évaluation de politiques en sécurité routière*. Rapport de recherche Groupe de Recherche Interdisciplinaire Mobilité Et Sécurité (GRIMES), Université Laval, Québec, 47 p., décembre.

- Bolduc, D., Bonin, S. et M. Lee-Gosselin (1994). *Un outil méthodologique désagrégé pour l'évaluation de politiques en sécurité routière*. Cahier 9407, Groupe de Recherche en Économie de l'Énergie et des Ressources Naturelles (GREEN), Département d'économie, Université Laval, Québec, 59 p., avril.
- Boyer, M. et G. Dionne (1986). La tarification de l'assurance automobile et les incitations à la sécurité routière : une étude empirique. *Revue suisse d'économie politique et de statistique* 122, 3, septembre, 293–322.
- Boyer, M. et G. Dionne (1987). The Economics of Road Safety, *Transportation Research B*, 413-431.
- Boyer, M., Dionne, G. et C. Vanasse (1988). *Infractions au code de sécurité routière, infractions au code criminel et accidents automobiles*. Publication CRT-583, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, 85 p., juillet.
- Boyer, M., Dionne, G. et C. Vanasse (1991). Infractions au Code de la sécurité routière, infractions au Code criminel, et gestion optimale de la sécurité routière. *Actualité économique / Revue d'analyse économique* 67, 3, 279–305.
- Bortkiewicz, L. von (1898), *Das Gesetz der Kleinen Zahlen*, Leipzig: Teubner.
- Bouthoul, G. (1970). *L'Infanticide Différé*, Hachette, Paris.
- Box, G.-E. P. et D.R. Cox (1964). An Analysis of Transformations. *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, 26, 211-243.
- Box, G.-E. P et G.M. Jenkins (1970). *Time-Series Analysis, Forecasting and Control*. Holden Day, San Francisco.
- Box, G.-E. P. et P.W. Tidwell (1962). Transformation of the Independent Variables. *Technometrics* 4, 4, 531-550.
- Box, G.-E. P. et G.-C. Tsiao (1985). Intervention Analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association* 79, 349, pp. 70-79, March.
- Breen, J., Howard, E. et T. Bliss (2007). *An Independent Review of Road Safety in Sweden. Final Report*, 65 p, 21<sup>st</sup> December.
- Broughton, J., Allsop, R.E., Lynan, D.A. et C. M. McMahan (2000). *The numerical context for setting national casualty targets*. TRL Report 382, Transport Research Laboratory, Crowthorne, 36 p.
- Cameron, A.C., et P.K. Trivedi (1998), Regression Analysis of Count Data, *Econometric Society Monograph Number 30*, Cambridge University Press.
- Cascetta, E. et M. Di Gangi (1996). A Multi-Regional Input-Output Model with Elastic Trade Coefficients for the Simulation of Freight Transport Demand in Italy. *Transport Planning Methods*, PTRC Education and Research Services Ltd, Volume P 404-2, 13 p..
- Ceausu-Drăgăș, V. (2007), *Définition d'un cadre sémantique pour la catégorisation de données textuelles*. Application à l'accidentologie, Thèse de Doctorat, Université Paris V René Descartes.
- Ceder, A. et M. Livneh (1982), Relationships between road accidents and hourly traffic flow. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 14 (1), 19-34.
- CEMT/OCDE/JTRC/TS1/RD (2006), *Draft Policy Note*. Organisation for economic co-operation and development, European conference of ministers of transport and Joint Transport Research Centre, 8 pages, 25 January.
- Chang, L.Y., Mannering, F.L., 1999. Analysis of injury severity and vehicle occupancy in truck and non-truck involved accidents, *Accident Analysis and Prevention*, 31 (5), 579–592.

- Chesnais, J.-C. (1974), La mortalité par accidents en France depuis 1826, *Population*, vol. 29(6), 1097-1136.
- Chipman, M. L., MacGregor, A. G., Smiley, A. M., et M. Lee-Gosselin (1992), Time vs. distance as measures of exposure in driving surveys. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 24(6), 679-684.
- Chirachavala, T. et D. Cleveland (1985), Causal analysis of accident involvements for the nation's large trucks and combination vehicles, *Transportations Research Record*, numéro 847, 37-42.
- Chu, X., Guttenplan, M. et M. Baltes (2004). *Why People Cross Where They Do: The Role of the Street Environment*. 12 p., Communication présentée aux Entretiens Jacques Cartier 2004, octobre, Montréal.
- CGPC, Conseil Général des Ponts et Chaussées, (2006). *Démarche Prospective Transports 2050 : Éléments de Réflexion*. Rapport No 2006-00036-01, Ministère des Transports, de l'Équipement, du Tourisme et de la Mer, 54 pages, mars.
- COST 329 (1999). *Models for Traffic and Safety Development and Interventions*. Final Report of the Action, Directorate General for Transport, European Commission.
- Crampton, T., (2007), Beam down my insurance : satellites used to set rates for car policies. *International Herald Tribune*, p. 1 & 10, 23<sup>rd</sup> February.
- Crandall, R.W. et J.D. Graham (1984). Automobile Safety Regulation and Offsetting Behavior: Some New Empirical Estimates. *American Economic Review* 74, 2, 328-331.
- Crête, J.-L., (1982). Recherche de modèles prévisionnels pour la sinistralité en assurance automobile au Québec, chapitre de la responsabilité civile, dommages matériels. Thèse de maîtrise, Faculté des sciences de l'administration, Université Laval, décembre.
- Davidson, R. et J.G. MacKinnon (1993). Transforming the Dependent Variable. Ch. 14 dans *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press.
- Deacon, J.A., Zeeger, C.V. et R.C. Deen (1975). Identification of hazardous rural highway locations, *Transportation Research record*, numéro 543, 16-33.
- Deyoung, D. J., Peck, R. C., et J. C. Helander (1997), Estimating the exposure and fatal crash rates of suspended/revoked and unlicensed drivers in California. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 29(1), 17-23.
- Dionne, G. et C. Vanasse (1996). Une évaluation empirique de la nouvelle tarification de l'assurance automobile au Québec, *Rapport 9722, Théma*, Université de Cergy-Pontoise et Université de Paris X-Nanterre, 31 p., juin.
- Dissanayake, S., Lu, J.J., 2002. Factors influential in making an injury severity difference to older drivers involved in fixed object-passenger car crashes, *Accident Analysis and Prevention*, 34 (5), 609-618.
- Dobson, A., Brown, W., Ball, J., Powers, J. et M. McFadden (1999), Women drivers'behavior, socio-demographic characteristics and accidents. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 31(5), 525-535.
- Doherty, S. T., Andrey, J. C. et C. MacGregor (1998), The situational risks of young drivers: The influence of passengers, time of day and day of week on accident rates. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 30(1), 45-52.
- Domencich, T. et D. McFadden. (1975). *Urban Travel Demand: A Behavioral Analysis*. North-Holland, New York.
- Duclos, C. (1759), *Essais sur les ponts et les chaussées, la voirie et les corvées*, Chatelain, Amsterdam, 278 pages.

- Eluru, N. et C.R. Bhat (2007), A Joint Econometric Analysis of Seat Belt Use and Crash-Related Injury Severity, *Accident Analysis and Prevention*, vol. 39(5), 1037-1049.
- Elvik, R. (1988), Some difficulties in defining populations of 'entities' for estimating the expected number of accidents. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 20, 261-275.
- Elvik, R. (1997), Evaluations of road accident black spot treatment: a case of the iron law of evaluation studies? *Accident Analysis and Prevention*, vol. 29 (2), 191-199.
- Ehrlich, J. (2006). Carnet de route du LAVIA, Limitateur s'adaptant à la vitesse autorisée. 74 p., Aylesbeare, novembre.
- Farmer, C. M., Braver, E. R. et E.L. Mitter (1997), Two-vehicle side impact crashes: The relationship of vehicle and crash characteristics to injury severity. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 29(3), 399-406.
- Flahaut, B., Mouchart, M., San Martin, E. et I. Thomas (2002), The local spatial autocorrelation and the kernel method for identifying black zones. A comparative approach, *Accident Analysis and Prevention*.
- Foldvary, L. (1979), Road accident involvement per miles travelled, *Accident Analysis and Prevention*, vol. 11, 75-99.
- Foos, G. et M. Gaudry (1986). Ein Straßenverkehrsnachfragemodell für die Bundesrepublik Deutschland", *Zeitschrift für Verkehrswissenschaft* 57, 3, 156-176.
- Fortin, N.M. (1989). *A Unified Theory of Aggregation : Similarity and Separability Reconsidered*. Working Paper 8908, Département de sciences économiques, Université de Montréal, 39 p..
- Fossier S. (1992). An experimental evaluation of the effects of periodic motor vehicle inspection on accident rates. *Accident Analyses and Prevention*. 24, 6, p. 599-612.
- Fossier, S. et P. Christensen (1998). *Bilers alder og ulykkesrisiko*. Report 386, Institute of Transport Economics, Oslo.
- Fossier, S., Christensen, P. et L. Fridstrøm (1999). *Older Cars are Safer*. Institute of Transport Economics, Oslo, 7 p.,. Communication présentée à la 10<sup>ème</sup> Conférence internationale « Traffic Safety on Two Continents », 20-22 septembre 1999, Malmö.
- Fournier, F. et R. Simard (1997). *Mise à jour du modèle économétrique DRAG-2 : Application au kilométrage, aux accidents, à leur gravité et aux victimes de la route*. Société de l'assurance automobile du Québec, 440 pages, mars.
- Fournier, F. et R. Simard (1999). *Modèle économétrique DRAG-2 : Prévisions sur le kilométrage, le nombre d'accidents et de victimes de la route au Québec pour la période 1997-2004*, Société de l'assurance automobile du Québec, 300 p., juin.
- Fournier, F. et R. Simard (2000). The DRAG-2 model for Quebec. Ch. 2 in Gaudry, M. et S. Lassarre, (dir.), *Structural Road Accident Models : The International DRAG Family*, pp. 37-66, Elsevier Science, Oxford, [www.elsevier.com/locate/isbn/0080430619](http://www.elsevier.com/locate/isbn/0080430619).
- Fridstrøm, L. (1999). *Econometric Models of Road Use, Accidents, and Road Investment Decisions*. Report 457 292, Institute of Transport Economics, Norwegian Centre for Transport Research, TØI, Oslo.
- Fridstrøm, L. (2000). The TRULS-1 Model for Norway. Ch. 4 in Gaudry, M. et S. Lassarre, (dir.), *Structural Road Accident Models : The International DRAG Family*, pp. 97-126, Elsevier Science, Oxford, [www.elsevier.com/locate/isbn/0080430619](http://www.elsevier.com/locate/isbn/0080430619).
- Gaudry, M. (1984). *DRAG, un modèle de la Demande Routière, des Accidents et de leur Gravité, appliqué au Québec de 1956-1982*. Publication CRT-359, Centre de recherche sur les transports, et Cahier #8432, Département de sciences économiques, Université de Montréal, 223 p., septembre. [www.ajd.umontreal.ca/Frames/Framesecurite/UntitledFrame-118.htm](http://www.ajd.umontreal.ca/Frames/Framesecurite/UntitledFrame-118.htm).

- Gaudry, M. (1992). Measuring the Effects of the 1978 Quebec Automobile Insurance Act with the DRAG Model. Dans G. Dionne, ed., *Contributions to Insurance Economics*, Kluwer Academic Press, 471-498.
- Gaudry, M. (1993). *Le modèle DRAG : éléments pertinents au monde du travail –une expertise exploratoire*. Publication CRT-948, Centre de recherche sur les transports, 19 p., avril, Université de Montréal.
- Gaudry, M. (1998). Key Substitution-Complementarity Features of Travel Demand Models, with Reference to Studies of High Speed Rail Interactions with Air Services. Dans Calzada, M. et M. Houée, dir., *Actes du Colloque Déplacements à Longue Distance. Mesures et Analyses*, Ministère de l'Équipement, du Logement et des Transports, et ESA Consultants, Paris, 412-457 1998, et dans COST 318, *Interactions between High-Speed Rail and Air Passenger Transport*, Final Report of the Action, European Commission, Directorate General Transport, Brussels, 204-238, [www.cordis.lu/cost-transport/src/cost-318.htm](http://www.cordis.lu/cost-transport/src/cost-318.htm), 1998.
- Gaudry, M. (2000), Multiple Levels, Damages, Forms, Moments and Variables in Road accident models, in Gaudry, M. et S. Lassarre, (dir.), *Structural Road Accident Models: The International DRAG Family*, Pergamon, Elsevier Science, Oxford, Ch. 1, 1-36.
- Gaudry, M. (2002), DRAG-1, a model of the Demand for Road use, Accidents and their Gravity applied to Quebec from 1956 to 1982. (English translation of ECN-8432, 1984), *Publication AJD-17, Agora Jules Dupuit, Université de Montréal*, 217 p., May.
- Gaudry, M. (2006a). Modélisation conjointe des accidents et des vitesses sur route: rappel de deux résultats en France, Ch. 6 in Dekkers, M.-A., dir., *Séminaire Vitesse : Apports Récents de la Recherche en Matière de Vitesse*, Actes INRETS N° 105, Les Collections de l'INRETS, 81-96, décembre.
- Gaudry, M. (2006b). Life, Limb and Bumper Trade-Offs Calculable from Road Accident Models: An Empirical Multimoment Portfolio Analysis and Life Asset Pricing Model (LAPM), *Transport Reviews* 26, 4, 501-520.
- Gaudry, M. et U. Blum (1993). Une présentation brève du modèle SNUS-1. In Carré J.R., Lassarre, S. et M. Ramos (dir.), *Modélisation de l'Insécurité Routière*, 1, pp. 37-43, INRETS, Arcueil.
- Gaudry, M. et S. Gelgoot (2002), The International Mystery of Peaking Yearly Road Fatalities in 1972-1973, (manuscrit) *Publication AJD-8, Agora Jules Dupuit, Université de Montréal*.
- Gaudry, M. et S. Lassarre, (dir.), (2000). *Structural Road Accident Models : The International DRAG Family*, [www.elsevier.com/locate/isbn/0080430619](http://www.elsevier.com/locate/isbn/0080430619), Elsevier Science, Oxford.
- Gaudry, M. Clément, A., Gelgoot. S., Noury, Y. et A. Weiske (2002). MAYNARD-DRAG, Version 3.0: Merged Aggregate Yearly National Accident and Road Data for DRAG-type Research, *Publication AJD-7, Agora Jules Dupuit, Université de Montréal*, 443 p., May.
- Gaudry, M., Fournier, F. et R. Simard, (1993-1995). *DRAG-2 un modèle économétrique appliqué au kilométrage, aux accidents et leur gravité entre 1957 et 1989 au Québec*. 5 tomes, Société de l'assurance automobile du Québec, 995 pages.
- Gaudry, M., Nielsen, O., Tsamboulas, D., Walker, W. et L. Willumsen (2002). *Dcode: the SPQR pedigree form requirement proposal for European Transportation policy Information System (ETIS) recognised data and models*, SpotlightsTN, Publication AJD-9, Agora Jules Dupuit, Université de Montréal, 29 pages, May. [www.mcrit.com/SPOTLIGHTS/index.htm](http://www.mcrit.com/SPOTLIGHTS/index.htm).
- Gaudry, M. et K. Vernier (2000). The road, risk, uncertainty and speed. Ch. 9 in Gaudry, M. et S. Lassarre, (dir.), *Structural Road Accident Models : The International DRAG Family*, pp. 225-236, Elsevier Science, Oxford, [www.elsevier.com/locate/isbn/0080430619](http://www.elsevier.com/locate/isbn/0080430619).

- Gauss, C. F. (1823), *Theoria Combinationis Observationum Erroribus Minimis Obnoxiae*, Göttingen, Dieterich.
- Gilbert, C.L. et H. Jalilian (1989). The Demand for Travel and the Demand for Travelcards on the London Regional Transport Network, *Applied Economics Discussion Paper 83, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford*, 70 p., September.
- Gosset, W. S. ["Student"], 1908, The probable error of a mean. *Biometrika* 6, 1, 1-25.
- Got, C., Delhomme, P. et S. Lassarre (2007). Éditorial : La mortalité routière en France peut encore reculer. *Population et Sociétés*, 434, p. 1-4,
- Gould, P.G., Bijleveld, F.D. et J.J.F. Commandeur (2004). *Forecasting road crashes: a comparison of state space models*. Paper presented at the 24th International Symposium on Forecasting, 4-7 July 2004, Sydney, Australia.
- Gouriéroux, C. (1989), *Econométrie des variables qualitatives*, 2<sup>nd</sup>e édition, Economica.
- Gouriéroux, C. (1999). *Statistique de l'Assurance*. Economica, Paris, 300 pages.
- Grabowski, D.C. et M. A. Morrisey (2004). Gasoline Prices and Motor Vehicle Fatalities. *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 23, 3, 575-593.
- Grabowski, D.C. et M. A. Morrisey (2006). Do higher gasoline taxes save lives? *Economics Letters* 90, 51-55.
- Grübler, A. (1990), *The Rise and Decline of Infrastructures. Dynamics of Evolution and Technological Change in Transport*, Physica-Verlag, Heidelberg.
- Hamaoka, H., Nagashima, H. et S. Morichi (1999), An analysis of the cause of traffic accidents at the black spots. *Selected Proceedings of the 8th World Conference on Transport Research*, Volume 2.
- Hauer, E. et B.N. Persaud (1984), Problem of identifying hazardous locations using accident data, *Transportation Research Record*, numéro 1114, 113-140.
- Hauer, E. (1986), On the estimation of the expected number of accidents, *Accident Analysis and Prevention*, vol. 18 (1), 1-12.
- Hauer, E. (1996). Identification of sites with promise, *Transportation Research Record*, numéro 1542, 74th Annual Meeting, Washington D.C., 54-60.
- Hauer, E. (2001), Overdispersion in modelling accidents on road sections and in empirical Bayes estimation, *Accident Analysis and Prevention*, vol. 33 (6), 799-808.
- Heinsohn, G., (2003) *Söhne und Weltmacht: Terror im Aufstieg und Fall der Nationen* (Sons and Imperial Power: Terror and the Rise and Fall of Nations), Zurich. <http://opac.suub.uni-bremen.de/>.
- Heinsohn, G., (2008). Exploding population, *International Herald Tribune*, Saturday, January 19. <http://www.iht.com/>.
- Heydecker, B.G. et J. Wu (2001), Identification of sites for road accident remedial work by Bayesian statistical methods: an example of uncertain inference, *Advances in Engineering Software*, vol. 32 (10-11), 859-869.
- Himouri, S. et M. Gaudry (2008). *DRAG-Algérie : Évolution de la base de données*. Publication AJD-122, Agora Jules Dupuit, Université de Montréal, Manuscrit à paraître, 16 p.
- Hivert L. 2002, Installation et premières exploitations de "Parc Auto 2000", *Rapport interne INRETS*, 84 pages, mars.
- Holdridge, J.M., Shankar, V.N., et G.F. Ulfarsson (2005), the crash severity impact of fixed roadside objects, *Journal of Safety Research*, vol. 36(2), 139-147.
- Hoyau, P.-A. (2004). *Les tués de la route*, Récits INRETS, <http://recits.inrets.fr/article13.html>.

- Hoxie, P., Skinner, D. et G.H. Wary (1984). *Socio-Economic Influences on Highway Fatalities: an Empirical Investigation*. Report no DOT-HS-806-525 NTIS, Springfield, Virginia, February.
- Hu, P. S., Trumble, D. A., Foley, D. J., Eberhard, J. W. et R.B. Wallace (1998), Crash risks of older drivers: A panel data analysis. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 30(5), 569-581.
- ITF/OCDE/JTRC (2008a). *Towards Zero Road Deaths: Ambitious Targets and a Safe System Approach*, Working Group on Ambitious Road Safety Targets Final Report, 193 pages, February.
- ITF/OCDE/JTRC (2008b). *Country Reports on Road Safety Data and Performance*. Working Group on Ambitious Road Safety Targets, sous presse, 439 pages.
- Jacobs, G. D. et A. Aeron-Thomas (1999). *Estimating Global Road Fatalities*, Global Road Safety Partnership, Genève, 16 p..
- Jaeger, L. (1997). *L'évaluation du risque dans le système des transports routiers par le développement du modèle TAG*. Thèse de Doctorat de Sciences Économiques, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Université Louis Pasteur, Strasbourg.
- Jovanis, P. et J. Delleur (1983), Exposure-based analysis of motor vehicle accidents. *Transportation Research Record*, numéro 910, 1-7.
- Kampen, L. T. B. van, (2007). *Verkeersgewonden in het ziekenhuis*. [Hospitalized road crash injured; Developments in numbers, injury severity and length of stay since 1984]. 'Rapport R-2007-2, SWOV, 36 p., [www.swov.nl/rapport/R-2007-02.pdf](http://www.swov.nl/rapport/R-2007-02.pdf).
- Khattak, A.J., Rocha, M., 2003. Are SUVs 'Supremely Unsafe Vehicles'? Analysis of rollovers and injuries with sport utility vehicles, *Transportation Research Record*, 1840, 167-177.
- Khattak, A.J., Kantor, P., Council, F.M., 1998. Role of adverse weather in key crash types on limited-access roadways, *Transportation Research Record*, 1621, 10-19.
- Kim, J.K., Kim, S., Ulfarsson, G.F. et Luis A. Porrello (2007), Bicyclist injury severities in bicycle-motor vehicle accidents, *Accident Analysis & Prevention*, vol. 39(2), 238-251.
- Kockelman, K.M., Kweon, Y.J., 2001. Driver injury severity: an application of ordered probit models, *Accident Analysis and Prevention*, 34 (3), 313-321.
- Kopits, E. et M. Cropper (2008). Why Have Traffic Fatalities Declined in Industrialised Countries? *Journal of Transport Economics and Policy* 42, 1, 129-154.
- Krull, K.A., Khattak, A.J., Council, F.M., 2000. Injury effects of rollovers and events sequence in single-vehicle crashes, *Transportation Research Record*, 1717, 46-54.
- Krupp, R. (2005). *Improving Road Safety by Optimising Automotive Insurance System*. Communication présentée au 1<sup>st</sup> Forum of European Road Safety Research Institutes (FERSI) *Scientific Road Safety Research Conference*, Bundesanstalt für Straßenwesen, Bergisch Gladbach, 11 p. septembre.
- Kulash, D.J., Kemp, M.A. et R.G. McGillivray (1972). *Aggregation and Disaggregate Behavioral Models*, Working Paper 708-74, The Urban Institute, Washington, D.C. December, 17 p..
- Kumapley, R. K. et J. Fricker (1996), Review of methods for estimating vehicle miles traveled, *Transportation Research Record*, numéro 1551, 59-66.
- Kweon, Y.J., Kockelman, K.M., 2002. Overall injury risk to different drivers: combining exposure, frequency, and severity models, *Accident Analysis and Prevention*, 35(4), 441-450.
- Lafferrière, R. (1997). Une procédure de Tarifification Intégrée (TARIFÉE). *Publication AJD-22, Agora Jules Dupuit, Université de Montréal*, décembre.
- L'apparent, M. (de) (2008), Willingness to use safety belt and levels of injury in car accidents, *Accident Analysis and Prevention*, vol. 40(3), 1023-1032.

- Lapparent, M. (de) (2006), Empirical Bayesian analysis of accident severity for motorcyclists in large French urban areas, *Accident Analysis and Prevention*, vol. 38(2), 260-268.
- Lapparent, M. (de) (2005), Individual cyclists' probability distributions of severe/fatal crashes in large French urban areas, *Accident Analysis and Prevention*, vol. 37(6), 1086-1092.
- Leontief, W. (1941). *The Structure of the American Economy*, 1919-1929, Cambridge, Mass..
- Liem, T.C. et M. Gaudry (1994, 1998). *QDF: a Quasi-Direct Format used to combine total and mode choice results to obtain modal elasticities and diversion rates*. Publication CRT-982, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, 21 p., June 1994, 1998. Also Working Paper N° 9812, Bureau d'économie théorique et appliquée (BETA), Université Louis Pasteur, 1998.
- Liskey, N., L. (1972). Accidents—rhythmic threat to females. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 4, 1-11.
- Loeb, P.D. (1988). The Determinants of Motor Vehicle Accidents — A Specification Error Analysis. *The Logistics and Transportation Review* 24, pp. 33-48.
- Lourens, P. F., Vissers, J. A. M. M. et M. Jessurun (1999), Annual mileage, driving violations and accident involvement in relation to drivers' sex, age and level of education. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 31 (1), 593-597.
- Maag, U.R., Bienvenu, M., Bourbeau, R. et C. Laberge-Nadeau (1982). Estimation of Road Crash Mortality in Canadian Provinces. *26<sup>th</sup> Annual Proceedings, American Association for Automotive Medicine*, October.
- Maher, M.J. et I. Summersgill (1996), A comprehensive methodology for the fitting of predictive accident models. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 22 (5), 487-498.
- Manski, C. F. et S. R. Lerman (1977), The Estimation of Choice Probabilities from Choice Based Samples, *Econometrica* vol. 45.
- Marchetti, C. (1994). Anthropological Invariants in Travel Behavior, *Technological Forecasting and Social Change* 47, 75-88.
- McCarthy, P. (2000). The TRACS-CA Model for California. Ch. 7 in Gaudry, M. et S. Lassarre, (dir.), *Structural Road Accident Models : The International DRAG Family*, pp. 185-204, Elsevier Science, Oxford, [www.elsevier.com/locate/isbn/0080430619](http://www.elsevier.com/locate/isbn/0080430619).
- McFadden, D. (2001), Disaggregate Behavioural Travel Demand's RUM Side: A 30 years retrospective, in D.A. Hensher (ed.), *Travel Behaviour Research: The Leading Edge*, Oxford, Elsevier Science Ltd.
- McGuigan, D.R.D. (1981), The use of relationships between road accidents and traffic flow in black-spot identification. *Traffic Engineering and Control*, vol. 22 (8-9), 448-453.
- Miaou, S.P. (1994), The relationship between truck accidents and geometric design of road sections: Poisson versus negative binomial regressions. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 26 (4), 471- 482.
- Ministry of Industry, Employment and Communications (1999). *Eleven point programme for improving road traffic safety*, Sweden.
- Moses, L. (1955). The Stability of Interregional Trading Patterns and Input-Output Analysis. *American Economic Review*.
- Mullahy, J. (1986). Specification and Testing of Some Modified Count Data Models. *Journal of Econometrics* 33, 341-365.
- Munkin, M.K. et P.K. Trivedi (1999), Simulated Maximum Likelihood Estimation of Multivariate Mixed-Poisson Regression Models, with Application, *Econometrics Journal*, vol. 2, 29-48.

- National Highway Traffic Safety Administration (1988). *Interim Report on the Safety Consequences of Raising the Speed Limit on Rural Interstate Highways*. U.S. Department of Transportation, Washington, D.C., 88 p., May.
- Nilsson, G. (2000). *Hastighetsförändringar och trafiksäkerhetseffekter. Potensmodellen*. VTI notat 76-2000. Väg- och Transportforskningsinstitutet, Linköping.
- Nilsson, G. (2004). *Traffic safety dimension and the power model to describe the effect of speed on safety*. Lund Institute of Technology, Sweden.
- Nilsson, G. (2004, 2005 in English). *Traffic safety measures and observance: Compliance with speed limits, seatbelt use and driver sobriety*. Swedish National Road and Transport Research Institute. VTI report 951A, Linköping, Sweden.
- O'Donnell, C. J. et Connor, D. H. (1996), Predicting the severity of motor vehicle accident injuries using models of ordered multiple choice. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 28(6), 739-753.
- OECD Road Transport Research (1997). *Road Safety Principles and Models: Review of Descriptive, Predictive, Risk and Accident Consequence Models*. OCDE/GD (97) 153, 105 p. Paris.
- Oppe, S. (1979), The use of multiplicative models for analysis of road safety data. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 11, 101-115.
- Oppe, S. (1991). The development of traffic and traffic safety in six developed countries. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 23, no.5 (octobre). pp.401-412.
- Orselli, J. (2001). Les Français ne sont pas si mauvais conducteurs. *La Recherche* 342, 68-70.
- Orselli, J. (2003). *L'analyse statistique des variations spatio-temporelles des accidents de la route*. Rapport No 2002-0153-01, Conseil général des ponts et chaussées, 205 p., juin.
- Orselli, J. (2004). *L'évolution de la sécurité routière en France de 1954 à 2003*. 21 p., manuscrit. Présenté le 28 janvier au Congrès international de l'ATEC.
- Ortuzar, J. de D. et L.G. Willumsen, L. G. (2002), *Modelling Transport*, Chichester, John Wiley & Sons Ltd.
- Page, Y., (1993). La mise en œuvre du 50 en ville et ses effets sur la sécurité routière. *Recherche Transports Sécurité* 41, 37-50, décembre.
- Page, Y. (1997), La mortalité routière dans les pays de l'OCDE, *Les Cahiers de l'Observatoire*, vol. 3, 67-122, Observatoire National Interministériel de Sécurité Routière, La Documentation Française, Paris, Juillet.
- Page, Y. (2001). A statistical model to compare road mortality in OECD countries. *Accident Analysis and Prevention* 33 , 371-385.
- Partyka, S.C. (1983). *Simple Models of Fatality Trends Using Employment and Population Data. Research Notes*, U.S. Department of Transportation, National Highway Traffic Safety Administration, Washington, D.C., August.
- Peltzman, S. (1975). The effects of automobile safety regulation. *Journal of Political Economy*, 83, 4, 677-725.
- Persaud, B.N. (1994), Accident prediction models for rural roads. *Canadian Journal of Civil Engineering*, vol. 21 (4), 547-554.
- Persaud, B.N. et A. Kazakov (1994), A procedure for allocating a safety improvement budget among treatment sites. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 26 (1), 121-126.
- Persaud, B.N., C. Lyon et T. Nguyen (1999), Empirical Bayes procedure for ranking sites for safety investigation by potential safety improvements. *Transportation Research Record*, numéro 1665, 7-12.

- Poisson, S. D. (1837), *Recherches sur la Probabilité des Jugements en Matière Criminelle et en Matière Civile, Précédées des Règles Générales du Calcul des Probabilités*, éditions Bachelier.
- Preece, D. A., Ross, G. J. S. et P. J. Kirby (1988), Bortkewitsch's Horse-Kicks and the Generalised Linear Model, *The Statistician*, vol. 37(3), 313-318.
- Purcell, C. et P. Waldron, (1997). Extending the Mean-Variance Framework to Test the Attractiveness of Skewness in Lotto Play. Technical Paper No. 97/4, *Trinity Economic Paper Series*, 39 p., July 4, Trinity College, Dublin.
- Recht, J. L. (1965). *Multiple Regression Study of the Effects of Safety Activities on the Traffic Accident Problem*. 140 p., National Safety Council, Chicago, December.
- Renski, H., Khattak, A.J., Council, F.M., 1999. Effect of speed limit increases on crash injury severity: analysis of single-vehicle crashes on North Carolina interstate highways, *Transportation Research Record*, 1665, 100–108.
- Reurings, M. et J. Commandeur (2007). International orientation on methodologies for modelling developments in road safety. Research Report R-2006-34, *SWOV Institute for Road Safety Research*, The Netherlands, Leidschendam, 49 p.,
- Rolin, O. (2004). *Dossier Politique de sécurité routière (article 12 de la Loi de Finances Rectificative 2002)*, Document de travail, DAEI/SES/DEE, Ministère des transports, 12 p., 1<sup>er</sup> mars.
- Ryan, G. A., Legge M. et D. Rosman (1998). Age related changes in drivers' crash risk and crash type. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 30 (3), 379-387.
- Sauvant, A. (2002). Volume et partage modal du transport marchandises en France de 1845 à nos jours . *Notes de Synthèse du SES*, Ministère de l'Équipement, des Transports, du Logement, du Tourisme et de la Mer (METLTM), Paris, 8 p., mars-avril.
- Schlütler, P.J., Deely J.J. et A.J. Nicholson (1997), Ranking and selecting motor vehicle accident sites by using a hierarchical Bayesian model. *The statistician*, vol. 46 (3), 293-316.
- Shankar, V., Milton, J. et F. Mannering (1997), Modeling accident frequencies as zero-altered probability processes: An empirical inquiry. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 29 (6), 829-837.
- Shankar, V., Mannering, F. et W. Barfield (1995), Effect of roadway and environmental factors on rural freeway accident frequencies. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 27 (3), 371-389.
- Shankar, V.N., Ulfarsson, G.F., Pendyala, R.M. and M. B. Nebergall (2003). Modeling crashes involving pedestrians and motorized traffic. *Safety Science*, 41(7), 627–640.
- Skegg, D. C. G., S. M. Richards et R. Doll (1979), Minor Tranquillizers and Accidents, *British Medical Journal*, vol. 1, 917-919.
- Smeed, R. J, (1949). Some statistical aspects of road safety research, *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, Royal Statistical Society, London, Part I, 1-34.
- Smeed, R. J., (1968). Variations in the pattern of accident rates in various countries and their causes. *Traffic Engineering & Control*, 10, 7, 364-371.
- Sobel, R.S. et T. M. Nesbit (2007). Automobile Safety Regulation and the Incentive to Drive Recklessly: Evidence from NASCAR. *Southern Economic Journal* 74, 1, 71–84
- Stein, M. et M.A. Beauregard (1983). *A Comparison of the Application of Multivariate Time Series Analysis and Structural Econometric Models for Projections of U.S. Accident Trends*. ABT Associates, Cambridge, Mass., June.

- Stipdonk, H. (2007). The story of the Matterhorn: 55 year of traffic safety in the Netherlands, Presentation made at the Second Workshop of the NERDS-RSVP research network, Institut National de Recherche sur les Transports et leur Sécurité, Arcueil, 30-31 mai. <http://nerds-rsvp.inrets.fr/index.html>.
- Stipdonk, H., Forsman, Å. et N. Bos (2005). *Accident types immune for Measures*. Communication presented to the Working Group on Ambitious Road Safety Targets, 16 p., OECD, Paris, 25th September.
- Swedish Road Administration (2006). *Safe Traffic. Vision Zero on the Move*. 20 p.
- Tegnér, G. (2000). *An analysis of Urban Road Traffic Safety in the city of Stockholm – The use of aggregate time-series models with the TRIO programme*. Paper to be presented at the 11th International Conference: Traffic Safety of Three Continents, Pretoria, South Africa, 10-11 September, 39 p.
- Tegnér, G. (2004). *The impact of road Safety interventions in Stockholm: Linking Road Demand, Accidents, Severity and Speed in a Model*, 23 p.. Communication présentée aux Entretiens Jacques Cartier 2004, octobre, Montréal.
- Tegnér, G., Holmberg, I., Loncar-Lucassi, V., et C. Nilsson (2000). The DRAG-Stockholm-2 model. Ch. 5 in Gaudry, M. et S. Lassarre, (dir.), *Structural Road Accident Models : The International DRAG Family*, pp. 127-156, Elsevier Science, Oxford, [www.elsevier.com/locate/isbn/0080430619](http://www.elsevier.com/locate/isbn/0080430619).
- Tingvall, C. (1998). The Swedish 'Vision Zero' and how parliamentary approval was obtained. *Road Safety Research. Policing. Education Conference Proceedings*, Volume 1, Land Transport Safety Authority. New Zealand Police. Wellington, New Zealand, pp.6-8, 16-17 November 1998.
- Tingvall, C. (2008). Cité dans : Volvo shoots for 2020 to make a car that ends crash deaths. *International Herald Tribune*, May 2, p. 16.
- Thomas, I. (1996), Spatial data aggregation: exploratory analysis of road accidents, *Analysis and Prevention*, vol. 28, 251-264.
- Train, K. (2003, 2007), *Discrete choice with simulation*, Première édition: <http://elsa.berkeley.edu/books/choice2.html>. Deuxième édition : Cambridge University Press.
- Transek AB (2006). *Resandet med Västtrafik i Göteborgsområdet 1996-2004: En tidsseriemodell som förklarar kollektivtrafikresandet i Göteborgsområdet*, 96 p., 9 februari.
- Toy, E.L., Hammitt, J.K., 2003. Safety impacts of SUVs, vans, and pickup trucks in two vehicle crashes, *Risk Analysis*, 23 (4), 641–650.
- Ulfarsson, G.F. and V.N. Shankar (2003), Accident count model based on multiyear cross-sectional roadway data with serial correlation, *Transportation Research Record*, 1840, 193-197.
- Ulfarsson, G.F. et F.L. Mannering (2004), Difference in male and female injury severities in sport-utility vehicle, minivan, pickup and passenger car accidents, *Accident analysis and Prevention*, vol. 36(2), 135–147.
- Van den Bossche F., Wets G. et E. Lesaffre (2003), A Bayesian hierarchical approach to model the rank of hazardous intersections for bicyclists using the Gibbs sampler. In *Proceedings Transportation Research Board (CD-ROM)*, Washington, USA, 11-16 January.
- Vernier, K. (1999). *Les incidences du tracé routier et des états de chaussée sur le comportement des usagers vis-à-vis de la vitesse et de la sécurité*. Publication CRT-99-16, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, 319 p.

- Vickrey, W. (1968). Automobile Accidents, Tort Law, Externalities, and Insurance: An Economist's Critique. *Law and Contemporary Problems* 33, 464-487.
- Waddell, P., Borning, A., Noth, M., Freier, N., Becke, M. et G. F. Ulfarsson (2003). Microsimulation of urban development and location choices: Design and implementation of UrbanSim. *Networks and Spatial Economics* 3, 1, 43-67.
- Wang, X., Kockelman, K.M., 2005. Use of Heteroscedastic Ordered Logit Model to Study Severity of Occupant Injury: Distinguishing Effects of Vehicle Weight and Type, *Transportation Research Record*, 1908, 195-204.
- Warner, S.L. (1962). *Stochastic Choice of Mode in Urban Travel: A Study in Binary Choice*, Northwestern University Press, Evanston, Ill.
- Weber, D. C. (1970). A Stochastic Model for Automobile Accident Experience. Mimeograph Series No. 651, Institute of Statistics, North Carolina State University at Raleigh.
- Weber, D.C. (1971). Accident Rate Potential: An Application of Multiple Regression Analysis of a Poisson Process. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 66 (334), 285-288.
- WHO [World Health Organization], World Bank and Harvard University (1996), *Global Burden of Disease*.
- WHO [World Health Organization] (1999). *The World Health Report 1999: Making a Difference*, Geneva.
- WHO [World Health Organization] (2004). *The World Report on Road Traffic Injury Prevention*.
- Winston, C., Maheshri, V. et F. Mannering (2006). An exploration of the offset hypothesis using disaggregate data: The case of airbags and antilock brakes. *Journal of Risk and Uncertainty* 32, p. 83-99.
- Zahavi, Y. (1979). *The UMOT Project*. Project no. DOT-RSPA-DPB, 2-79-3, U.S. Department of Transport, Washington, D.C..
- Zhang, J., Lindsay, J., Clarke, K., Robbins, G., et Y. Mao (2000). Factors affecting the severity of motor vehicle traffic crashes involving elderly drivers in Ontario. *Accident Analysis and Prevention*, vol. 32 (1), 117-125.