

# Infractions au Code de la sécurité routière, infractions au Code criminel et gestion optimale de la sécurité routière

Marcel Boyer, Georges Dionne and Charles Vanasse

Volume 67, Number 3, septembre 1991

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/602039ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/602039ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Boyer, M., Dionne, G. & Vanasse, C. (1991). Infractions au Code de la sécurité routière, infractions au Code criminel et gestion optimale de la sécurité routière. *L'Actualité économique*, 67(3), 279–305.  
<https://doi.org/10.7202/602039ar>

Article abstract

In this article, we study the statistical relationships between individual probabilities of accidents and both different infractions to the Quebec Code of Road Safety and some infractions to the Criminal Code which carry a suspension of the driving permit. We propose new tables of demerit points based on marginal variations in the individual probabilities of accidents obtained from regression analysis and we compare our results to the Quebec official table (1987). We show among other results that infractions for excessive speed should be less penalized, that infractions associated to impaired (alcohol) driving and to illegal passing of school buses imply high probabilities of accident, and that drivers with no infractions represent relatively low accident risks. Our results can be used to improve the management of road safety. We propose three different methods in this article. Each can be viewed either as a substitute or a complement to risk-based pricing of car insurance.

## INFRACTIONS AU CODE DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE, INFRACTIONS AU CODE CRIMINEL ET GESTION OPTIMALE DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE\*

Marcel BOYER

*Département de sciences économiques et Centre de recherche sur les transports  
Université de Montréal*

Georges DIONNE

*Département de sciences économiques et Centre de recherche sur les transports  
Université de Montréal*

Charles VANASSE

*Centre de recherche sur les transports  
Université de Montréal*

RÉSUMÉ — Dans cet article, nous étudions les relations statistiques entre les probabilités individuelles d'accidents et les diverses infractions au Code de la sécurité routière et certaines infractions au Code criminel entraînant des révocations-suspensions du permis de conduire. Nous construisons des tables de points d'inaptitude reflétant les variations marginales de probabilité d'accidents obtenues à partir de nos résultats statistiques et nous les comparons à la table des points d'inaptitude en vigueur au Québec en 1987. Nous montrons entre autres que les infractions pour vitesse excessive devraient être pénalisées moins lourdement, que les infractions reliées à la consommation d'alcool et au dépassement illégal d'autobus scolaires impliquent des probabilités d'accidents très élevées, et que les conducteurs ayant un dossier d'infractions vierge représentent des risques d'accidents beaucoup moins élevés. Nos résultats statistiques pourraient être utilisés de plusieurs façons afin d'améliorer la gestion de la sécurité routière. Nous en développons trois différentes dans cet article. Chacune peut être considérée comme un substitut ou un complément à la tarification différenciée de l'assurance automobile.

ABSTRACT — In this article, we study the statistical relationships between individual probabilities of accidents and both different infractions to the Quebec Code of Road Safety and some infractions to the Criminal Code which carry a suspension of the driving permit. We propose new tables of demerit points based on marginal variations in the individual proba-

---

\* Cet article est une extension de l'étude de Boyer, Dionne et Vanasse (1988). Nous tenons à remercier A. Viel et les deux arbitres anonymes pour leurs commentaires. Nous voulons également remercier la Société de l'assurance automobile du Québec, le ministère des Transports du Québec et le Conseil de recherche en sciences humaines du Canada pour leur support financier.

bilities of accidents obtained from regression analysis and we compare our results to the Quebec official table (1987). We show among other results that infractions for excessive speed should be less penalized, that infractions associated to impaired (alcohol) driving and to illegal passing of school buses imply high probabilities of accident, and that drivers with no infractions represent relatively low accident risks. Our results can be used to improve the management of road safety. We propose three different methods in this article. Each can be viewed either as a substitute or a complement to risk-based pricing of car insurance.

## INTRODUCTION

Le but de cet article est de relier statistiquement les probabilités individuelles d'accidents aux diverses infractions au Code de la sécurité routière (CSR) et à certaines infractions au Code criminel (CC) entraînant des révocations-suspensions de permis de conduire. Nous vérifions, dans un premier temps, quelles infractions sont statistiquement significatives pour expliquer la fréquence des accidents et nous classifions, dans un second temps, les infractions selon les risques marginaux qu'elles représentent. Finalement, nous comparons nos résultats à ceux (implicites) des tables de points d'inaptitude en vigueur au Québec en 1987 et nous proposons d'autres tables qui, à notre avis, seraient plus adéquates si le critère retenu pour la pondération (en points) des diverses infractions reposait sur l'estimation de la probabilité d'accidents en fonction des infractions.

Notre analyse concerne tous les accidents automobiles inclus dans les banques de données de la Société de l'Assurance Automobile du Québec (SAAQ) et ne se limite donc pas aux seuls accidents avec dommages corporels. Nous avons procédé de cette façon car, à notre avis, le mandat de la Société comme agent responsable de la sécurité routière concerne tous les accidents automobiles, même si son mandat d'assureur est limité aux dommages corporels.

Cette recherche est une suite logique aux travaux de Boyer et Dionne (1985, 1987 et 1989). Ces travaux ont montré que des variables comportementales telles les accidents passés, les points d'inaptitude accumulés et les révocations-suspensions de permis de conduire influencent significativement les probabilités d'accidents. Dans la présente recherche, nous désagrégeons les infractions occasionnant des points d'inaptitude afin de vérifier leurs effets relatifs. Nous désagrégeons également les infractions entraînant des révocations-suspensions de permis de conduire. Par contre, nous ne considérons pas l'effet des différents types d'infraction sur la gravité des accidents (au moment des accidents), c'est-à-dire sur la probabilité d'avoir un accident grave ou mortel étant donné un accident.

Cet article présente les résultats de notre recherche. Après avoir présenté la problématique (section 1) et la méthodologie de travail (section 2), nous donnons les principaux résultats statistiques que nous avons obtenus (section 3). Puis, nous analysons les résultats en les comparant à la réglementation de 1987 sur les points d'inaptitude et les révocations-suspensions de permis; nous proposons de nouvelles tables de points d'inaptitude qui reflètent nos résultats statistiques (section 4). En guise de conclusion, nous proposons des extensions à notre analyse et nous discutons des utilisations potentielles de nos résultats afin d'améliorer le bilan des

accidents automobiles au Québec. L'annexe I décrit l'échantillon et les variables utilisées dans les différents modèles. L'annexe II donne les principaux résultats statistiques. L'annexe III présente un tableau de correspondance entre le Code de la route, le Code de la sécurité routière (version 1982) et le Code de la sécurité routière (version 1987).

## 1. CADRE THÉORIQUE ET PROBLÉMATIQUE

Un des objectifs visés par un système de points d'inaptitude est de réduire la fréquence des accidents automobiles. En effet, un conducteur aura plus d'incitations à respecter le Code de la sécurité routière si des pénalités adéquates sont associées aux infractions<sup>1</sup>.

Les conducteurs qui accumulent plus de points d'inaptitude à leur dossier (comparativement à ceux plus respectueux du Code de la sécurité routière) représentent des risques d'accidents plus élevés. Boyer et Dionne (1985 et 1989) ont vérifié que le nombre de points d'inaptitude accumulés est un facteur explicatif statistiquement significatif de la probabilité d'accidents d'un conducteur. Il en est de même pour les révocations-suspensions du permis de conduire.

Des résultats statistiques significatifs reliant les probabilités d'accidents aux différentes variables «comportementales» que sont les points d'inaptitude accumulés et les révocations-suspensions passées du permis de conduire peuvent être utiles pour des fins de tarification de l'assurance automobile. En effet, dans un régime d'assurance avec tarification différenciée selon l'expérience passée, la variation de la prime d'assurance en fonction de l'expérience passée comme conducteur constitue un élément incitatif supplémentaire aux mesures favorisant une plus grande sécurité routière (Boyer et Dionne 1985; voir également le rapport de l'OCDE 1990 pour une discussion plus complète des différents régimes de tarification de l'assurance automobile au Québec, en Europe et aux États-Unis). Cette forme de tarification incite les assurés à être plus prudents afin de réduire leurs primes d'assurance. Des résultats statistiques significatifs peuvent également être utilisés pour relier les diverses infractions aux effets marginaux qu'elles représentent au regard de l'accroissement de la probabilité d'accidents et permettre ainsi de calculer des pénalités relatives à associer aux diverses infractions.

Intuitivement, une infraction qui donne cinq points d'inaptitude devrait être un meilleur prédicteur d'accidents qu'une infraction de deux points. Étant donné qu'un des objectifs d'un système de points d'inaptitude est d'inciter les individus à la prudence, plus de points devraient être accordés aux infractions qui prédisent

---

1. Ce qui n'implique pas qu'il soit souhaitable d'éliminer toutes les infractions et ce pour deux raisons principales. D'une part, l'objectif visé n'est pas d'éliminer les infractions mais de les réduire à un niveau socialement efficace, car les éliminer entraînerait des coûts trop importants. D'autre part, certains conducteurs dans une population hétérogène peuvent évaluer dans une circonstance ou urgence donnée, qu'il est nécessaire ou désirable de passer outre (par exemple, vitesse plus élevée que celle permise pour porter secours à quelqu'un). Le niveau socialement efficace d'infractions pour une société n'est pas facile à établir et ne relève pas du présent article.

plus d'accidents, toutes choses étant égales par ailleurs. Dans un régime d'assurance mixte comme celui du Québec, où l'assureur public est également le gestionnaire du Code de sécurité routière, les deux formes d'intervention (tarification optimale de l'assurance et gestion optimale du Code de la sécurité routière) peuvent être utilisées comme substituts (une seule à la fois) ou de façon complémentaire (les deux simultanément) si elles sont administrées de façon adéquate (Boyer et Dionne 1987).

## 2. MÉTHODOLOGIE

### *Données utilisées et période d'analyse*

Les données utilisées sont celles de l'échantillon du projet Boyer et Dionne (1985). Cet échantillon a été construit en utilisant en partie des informations du fichier Permis de conduire et, en partie, celles du fichier Rapports d'accidents de la Société d'assurance automobile du Québec. Les caractéristiques de l'échantillon sont présentées dans l'annexe I. L'échantillon original contient des données sur un peu plus de trois ans, mais la période d'analyse retenue s'étend du 1<sup>er</sup> août 1980 au 31 juillet 1983. Les caractéristiques des individus (âge, sexe, type de permis...) sont celles du 1<sup>er</sup> août 1982. Les données représentent un échantillon aléatoire de la population des détenteurs de permis de conduire du Québec au 16 avril 1983.

Nous avons estimé, suivant différents scénarios, la probabilité qu'un conducteur soit impliqué dans au moins un accident durant la période considérée étant donné ses caractéristiques individuelles durant cette même période et son expérience passée comme conducteur. Le vecteur des caractéristiques et celui des variables d'expérience passée utilisés dans les différents modèles sont également présentés dans l'annexe I.

### *Méthode d'estimation*

Afin d'estimer les probabilités individuelles d'accident, le modèle Probit a été utilisé<sup>2</sup>. Il se justifie comme suit. Soit  $y_i^*$  une variable continue non observable représentant la propension d'un individu à avoir un accident. La variable  $y_i^*$  est reliée aux variables explicatives  $x_i$  par la relation

$$y_i^* = \alpha + \beta' x_i + u_i$$

où  $\alpha$  et  $\beta$  sont des coefficients et  $u_i$  est un terme aléatoire. Il y aura accident(s) si la propension est plus grande qu'un certain seuil (dans notre cas, si  $y_i^* > 0$ ). Ce qui est observé est une variable indicatrice  $y_i \in \{0,1\}$  selon qu'il y a eu accident(s) ( $y_i = 1$ ) ou non ( $y_i = 0$ ). La relation entre  $y_i^*$  et  $y_i$  est alors

2. Comme le fait remarquer Amemiya (1981) et l'ont vérifié empiriquement avec le même échantillon Boyer et Dionne (1985, 1989), le choix entre le modèle Probit et le modèle Logit importe peu dans un contexte comme celui de notre étude.

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i^* = \alpha + \beta' x_i + u_i > 0 \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Ainsi la probabilité que  $y_i = 1$  est la probabilité que  $u_i > -\alpha - \beta' x_i$ . La vraisemblance de l'échantillon de taille  $N$  sera donnée par :

$$L = \prod_{i=1}^N F(-\alpha - \beta' x_i)^{y_i} [1 - F(-\alpha - \beta' x_i)]^{(1-y_i)}$$

où  $F(\cdot)$  est la fonction de répartition de la variable aléatoire  $u_i$ . Si  $u_i$  suit une loi normale, alors

$$F(-\alpha - \beta' x_i) = \int_{-\infty}^{(-\alpha - \beta' x_i)/\sigma} (2\pi)^{-1/2} \exp(-s^2/2) ds.$$

La maximisation de  $L$  par rapport à  $\alpha$  et  $\beta$  (en posant  $\sigma = 1$  vu que  $L$  est homogène de degré 0 en  $\alpha$ ,  $\beta$ , et  $\sigma$ ) nous donne l'estimateur du maximum de vraisemblance du modèle Probit<sup>3</sup>.

### 3. ANALYSE DES RÉSULTATS

Les résultats économétriques<sup>4</sup> sont présentés dans les quatre modèles de l'annexe II. Le premier reprend le modèle de référence de Boyer et Dionne (1989). Les résultats qui nous concernent le plus dans le présent article sont ceux relatifs aux variables de comportement, soit les points d'inaptitude  $X$  et les révocations-suspensions du permis de conduire  $Y$ . Le modèle Probit étant non linéaire dans les variables explicatives, les coefficients originaux ne peuvent pas être interprétés directement en termes de probabilité. Leurs signes respectifs peuvent toutefois être utilisés comme un indicateur du sens de l'effet marginal des variables et leurs niveaux permet de comparer l'ampleur relative de leurs effets. Par exemple, on remarque que la révocation-suspension marginale du permis (coefficient = 0.290) a beaucoup plus d'influence que le point d'inaptitude marginal (coefficient = 0.055) mais l'écart est plus faible si on compare l'accident passé marginal (coefficient = 0.211) avec la révocation-suspension. Les coefficients transformés peuvent être interprétés directement en termes de variation de probabilité. Ils sont calculés comme suit : le  $j^{\text{ième}}$  coefficient transformé est égal à  $\text{Prob}(y = 1 | x_{il} = \bar{x}_{il}, x_{ij} = n, j \neq l) - \text{Prob}(y = 1 | x_{il} = \bar{x}_{il}, x_{ij} = n - 1, j \neq l)$  et représente des variations de probabilité suite à des accroissements finis de la  $j^{\text{ième}}$  variable, toutes les autres variables étant fixées à leurs valeurs moyennes. Ainsi, un individu moyen fictif ayant accumulé une révocation-suspension aura une probabilité d'accidents de 0.039 supérieure à celle d'un conducteur n'ayant aucune révocation-suspension à son dossier. De façon similaire, celui ayant accumulé cinq points d'inaptitude

3. Voir Gouriéroux (1989) pour plus de détails.

4. Nos résultats portent tous sur les accidents avec dommages corporels (blessures, morts) ou matériels tels qu'enregistrés dans les banques de données de la Société (rapport d'accident).

aura une probabilité d'accidents de 0.034 (0.006 + 0.028) supérieure à celui n'ayant aucun point. Passons maintenant aux résultats de la présente étude.

Le modèle 1 a la même spécification que celle du modèle de référence sauf pour la décomposition de la variable  $X$  en quatre variables :  $INF12P$  qui regroupe toutes les infractions de un ou deux points,  $INF3P$  qui regroupe toutes les infractions de trois points,  $INF48P$  qui regroupe toutes les infractions de quatre à huit points, et  $INF9P$  qui regroupe toutes les infractions de neuf points. Les infractions de un point ont été regroupées avec celles de deux points (ainsi que celles de cinq, six, sept et huit points avec celles de quatre points) étant donné la faible fréquence de ces infractions (voir tableau 1). Ce modèle correspond au système en vigueur durant la période d'expérience passée du 1<sup>er</sup> août 1980 au 31 juillet 1982. Il est à noter que le Code de la route est devenu officiellement le Code de la sécurité routière le 1<sup>er</sup> avril 1982 même si la loi a été votée le 1<sup>er</sup> juin 1981. Afin de tenir compte du changement, nous avons utilisé la table de conversion présentée dans l'annexe III pour transformer les infractions au Code de la route en infractions au Code de la sécurité routière (version 1982). La correspondance entre le Code de la sécurité routière (version 1982) et celui entré en vigueur en 1987 est également donnée. La description détaillée des infractions est donnée au tableau A1 de l'annexe I.

Nous pouvons maintenant vérifier si le système de points de cette période (80-82) reflétait les contributions marginales des infractions sur la probabilité d'être impliqué dans au moins un accident. Les résultats nous amènent à répondre surtout par la négative. Premièrement, le coefficient (0.164) des infractions de trois points ( $INF3P$ ) est supérieur à celui des infractions de quatre points et plus (0.129). Par contre, celui des infractions de neuf points est supérieur aux autres et est significatif. Il est important de souligner que les coefficients significatifs des autres variables, dont  $Y$  et  $Z$ , n'ont pratiquement pas été affectés par la décomposition de la variable  $X$ , ce qui illustre bien la stabilité du modèle de référence. Ils ne seront donc pas tous présentés dans les tableaux suivants, mais ils sont disponibles sur demande.

Comment expliquer ces résultats? Une première explication vient de la nature des infractions de quatre à huit points ( $INF48P$ ). En effet, on constate au tableau 1 que 93.0 % des infractions de quatre à huit points de notre échantillon sont des infractions pour vitesse excédant la vitesse permise ce qui n'est pas le cas pour les infractions de trois points (58.3 %), de un et deux points (68.1 %) et de neuf points (0 %). Cette constatation nous a amenés à penser qu'il serait peut-être utile de séparer les infractions « vitesse » des autres infractions. Le modèle 2 donne les résultats de cette décomposition qui isole les infractions « vitesse » des autres infractions correspondantes en termes de points. Mais avant de procéder à l'analyse des effets de cette modification, soulignons que le modèle 2 comprend certaines autres modifications intermédiaires qui ont été effectuées marginalement<sup>5</sup> mais dont l'analyse détaillée n'est pas présentée ici (elle est disponible sur demande). Ainsi, les infractions de un et deux points ( $INF12P$ ) ont été séparées en infractions pour

5. Les conséquences marginales de chaque modification ont été analysées à l'aide de régressions qui n'incorporaient qu'un changement marginal à chaque étape.

TABLEAU 1  
FRÉQUENCE DES INFRACTIONS

Points	Type	Nombre	%
1	Vitesse	31	67.39
	Autres	15	32.61
2	Vitesse	1931	68.06
	Autres	906	31.94
3	Vitesse	1796	58.31
	Autres	1284	41.69
4	Vitesse	356	93.44
	Autres	25	6.56
5	Vitesse	1	100.00
6	Vitesse	1	33.33
	Autres	2	66.67
7	Vitesse	1	100.00
	Autobus	18	47.37
9	Autres	20	52.63
Révocations-suspensions : alcool			
CC235.2 (refus d'échantillon d'haleine)		9	
CC236 (plus de 80 mg d'alcool)		94	
		total: 103	64.78
Révocations-suspensions : autres			
CS100 (conduite durant R/S)		15	
CS152 (accident sans assurance R-C)		7	
CS158 (non-respect d'une condamnation)		2	
CS160 (non-remboursement du fond d'indemnisation)		1	
CS233.2 (délit de fuite)		8	
CS233.4 (conduite dangereuse)		3	
CS234 (capacités de conduite affaiblies)		20	
		total: 56	35.22



vitesse excessive (*VIT12P*) et autres infractions (*INF12PM*). Les infractions pour excès de vitesse de trois points et de quatre points et plus ont été isolées (*VIT3P* et *VIT4PP*). De plus, les infractions de trois à neuf points autres que pour vitesse excessive ont été regroupées (*INF3PPM*). Ce dernier regroupement, comme l'illustre le tableau 1, est justifié par la faible fréquence de certaines infractions et affecte peu les proportions des divers types d'infractions.

L'analyse du contenu de deux autres variables significatives du modèle 1 (*INF9P* et  $Y$ ) nous a suggéré d'autres désagréments. Ainsi, nous avons isolé les dépassements d'autobus scolaire (*INF9P2*) des autres infractions et nous avons isolé les révocations-suspensions dues à la consommation d'alcool ( $Y_2$ ) des autres révocations-suspensions ( $Y_1$ ) qui ne représentent que 35.2 % du total.

Les résultats du modèle 2 sont particulièrement éloquentes. D'une part, nous remarquons que les infractions de vitesse de un et deux points (*VIT12P*) et de trois points (*VIT3P*) ont des coefficients significatifs plus faibles que ceux des autres infractions impliquant le même nombre de points. Ce qui nous permet de conclure que les infractions de vitesse sont moins « dangereuses » que les autres infractions entraînant le même nombre de points. De plus, les infractions de trois points et plus autres que vitesse excessive (*INF3PPM*, dont omission de se conformer à un feu rouge) et celles de un et deux points autres que vitesse excessive (*INF12PM*, dont omission de se conformer à un signal d'arrêt) ont des coefficients significatifs supérieurs à celui correspondant au regroupement des infractions pour vitesse de quatre points et plus (*VIT4PP*). Ce qui nous permet de conclure que les infractions de vitesse sont trop pénalisées, en termes relatifs, par rapport aux autres infractions.

Un autre résultat intéressant est que les coefficients des infractions de vitesse apparaissent dans le bon ordre, c'est-à-dire que celui de *VIT12P* est inférieur à celui de *VIT3P* qui est lui-même inférieur à celui de *VIT4PP* et ils sont tous statistiquement significatifs. Il en est de même pour les coefficients des infractions de un et deux points et de trois points et plus autres que vitesse excessive (0.175 pour un et deux points, 0.197 pour trois points et plus, les deux significatifs).

La décomposition des infractions de neuf points nous montre que les dépassements d'autobus scolaires ont un coefficient très élevé quoique peu significatif (tout juste au-dessus du seuil de 1.65 pour 90 %). Il est important de signaler que cette variable n'est positive que pour 18 observations dans notre échantillon. Par contre, la décomposition des révocations-suspensions confirme très nettement que les révocations-suspensions associées aux infractions reliées à la consommation d'alcool sont de bons prédicteurs d'accidents. Le coefficient de  $Y_2$  est très élevé et très significatif. Le fait que la variable  $Y_1$  ne soit pas significative peut être expliqué par le peu d'observations pour lesquelles cette variable est positive ou par la nature des infractions. En effet, nous remarquons au tableau 1 que des 56 infractions autres que celles associées à la consommation d'alcool, 23 seulement représentent des comportements de conduite automobile (les délits de fuite peuvent être interprétés comme étant des actes commis après une infraction ou un accident). Nous pouvons en conclure que le coefficient élevé et très significatif de la variable  $Y$  dans le modèle 1 est dû aux infractions reliées à la consommation d'alcool ( $Y_2$ ).

Bien que les coefficients des infractions retenues dans le modèle 2 soient significatifs (seul celui des infractions de neuf points *autres* que le dépassement illégal d'un autobus scolaire ne l'est pas) et que l'ordonnement des coefficients estimés corresponde à l'intuition, certains soutiendront que deux infractions distinctes ne peuvent être pénalisées différemment que si leurs effets marginaux sont *significativement différents*. L'application des tests pertinents nous a permis de constater que l'existence de différences significatives globalement n'entraîne pas le rejet de certaines hypothèses spécifiques, en particulier l'hypothèse *conjointe* de l'égalité des coefficients relatifs aux infractions pour vitesse excessive et de l'égalité des coefficients relatifs aux autres infractions, *i.e.*,  $\beta(INF12PM) = \beta(INF3PPM)$  et  $\beta(VIT12P) = \beta(VIT3P) = \beta(VIT4PP)$ . Ces résultats suggèrent un autre type d'agrégation des infractions au Code de la sécurité routière (modèle 3) de la forme «infractions autres que vitesse excessive», «infractions pour vitesse excessive» et «dépassement d'autobus scolaire» (les autres infractions de neuf points étant regroupés avec les infractions autres que vitesse excessive).

Les résultats du modèle 3 ont les propriétés désirées : les coefficients des différents types d'infractions sont significatifs et significativement différents entre eux. Le coefficient relatif aux dépassements d'autobus scolaire à l'arrêt est élevé, mais tout juste significatif à 90 %. Ce résultat doit être interprété avec précaution étant donné la faible représentation échantillonnale de cette variable. Le coefficient des révocations-suspensions reliées à l'alcool ( $Y_2$ ) est significatif alors que celui des révocations-suspensions non reliées à l'alcool ne l'est pas.

L'ensemble de ces résultats peut être interprété à l'aide du tableau 2 qui présente une série de simulations sur la base du modèle 3 que nous avons réalisées pour l'individu «moyen» de l'échantillon. Le premier scénario donne la probabilité d'accidents d'un individu défini par le vecteur moyen des caractéristiques  $\bar{w}_i$ , mais sans accident passé, sans révocation-suspension du permis et sans infraction au Code de la sécurité routière. Il sert de point de référence pour le calcul de la variation marginale de probabilité dans la première ligne de chaque groupe de scénarios. Pour les autres scénarios, la variation marginale de probabilité est calculée par rapport à la ligne précédente.

On remarque que l'effet marginal d'une infraction sur la probabilité d'accidents n'est pas constant; il est fonction du nombre d'infractions accumulées. Considérons, par exemple, les infractions *INF* autres que pour vitesse et dépassement illégal d'autobus scolaire; une première infraction augmente la probabilité d'accidents de 0.02019 alors qu'une deuxième l'augmente de 0.02693. De plus, ces résultats ont été obtenus pour un individu moyen avec aucune révocation-suspension, aucun accident antérieur et aucune autre infraction à son dossier. L'état du dossier influence également les résultats. Par exemple, si nous reprenons le même exercice, mais cette fois avec un individu moyen qui a la moyenne des révocations-suspensions  $\bar{Y}$ , la moyenne des accidents antérieurs  $\bar{Z}$  et la moyenne de toutes les autres infractions  $\bar{VIT}$  et  $\bar{INF9P2}$ , une première infraction *INF* augmente la probabilité d'accidents de 0.02250, alors qu'une deuxième l'augmente de 0.02960 (par rapport à 0.02019 et 0.02693 dans le cas précédent).

TABLEAU 2  
SIMULATIONS [MODÈLE 3]

Scénario	Caractéristiques $X=[INF, VIT, INF9P2]; Y=[Y_1, Y_2]$	Probabilité	Variation marginale
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$X=Y=Z=0$	0.04281	
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$X=Y=0, Z=1$	0.06603	0.02322
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$X=Y=0, Z=2$	0.09799	0.03196
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$X=Y_1=0, Y_2=1, Z=0$	0.10539	0.06258
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$X=Y_1=0, Y_2=2, Z=0$	0.21654	0.11115
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=1, VIT=INF9P2=Y=Z=0$	0.06300	0.02019
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=2, VIT=INF9P2=Y=Z=0$	0.08993	0.02693
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=3, VIT=INF9P2=Y=Z=0$	0.12459	0.03466
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=4, VIT=INF9P2=Y=Z=0$	0.16766	0.04307
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=0, VIT=1, INF9P2=Y=Z=0$	0.05613	0.01332
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=0, VIT=2, INF9P2=Y=Z=0$	0.07253	0.01639
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=0, VIT=3, INF9P2=Y=Z=0$	0.09235	0.01983
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=0, VIT=4, INF9P2=Y=Z=0$	0.11593	0.02358
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=VIT=0, INF9P2=1, Y=Z=0$	0.13136	0.08855
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=VIT=0, INF9P2=2, Y=Z=0$	0.30117	0.16981
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=VIT=0, INF9P2=3, Y=Z=0$	0.53105	0.22988
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$\bar{X}, \bar{Y}, \bar{Z}$	0.05167	0.00886
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=1, \overline{INF9P2}, \overline{VIT}, \bar{Y}, \bar{Z}$	0.07417	0.02250
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=2, \overline{INF9P2}, \overline{VIT}, \bar{Y}, \bar{Z}$	0.10377	0.02960
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=0, VIT=1, INF9P2=Y=Z=0$	0.05613	0.01332
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=1, VIT=1, INF9P2=Y=Z=0$	0.08087	0.02474
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=2, VIT=1, INF9P2=Y=Z=0$	0.11307	0.03220
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=1, VIT=0, INF9P2=Y=Z=0$	0.06300	0.02029
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=1, VIT=1, INF9P2=Y=Z=0$	0.08087	0.01787
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=1, VIT=2, INF9P2=Y=Z=0$	0.10240	0.02153
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=1, VIT=0, INF9P2=Y=0, Z=1$	0.09392	0.05111
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=1, VIT=1, INF9P2=Y=0, Z=1$	0.11782	0.02390
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=1, VIT=2, INF9P2=Y=0, Z=1$	0.14572	0.02790
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=1, VIT=0, INF9P2=Y=0, Z=1$	0.09392	0.05111
Individu moyen ( $\bar{w}_i$ )	$INF=1, VIT=0, INF9P2=Y=0, Z=2$	0.13480	0.03681

Dans la section suivante, nous présenterons des échelles de points d'inaptitude qui reflètent nos résultats pour l'individu moyen ( $\bar{w}_i$ ). Il est important de rappeler que ces échelles ne sont strictement valables que pour l'individu moyen. Par contre, elles peuvent être considérées comme des approximations raisonnables des échelles pour tous les individus.

#### 4. UTILISATION DES RÉSULTATS POUR FIN DE GESTION DU CODE DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE

À la lumière des résultats économétriques obtenus, nous pouvons proposer différentes méthodes afin d'inciter les individus à la prudence. Ces méthodes peuvent s'intégrer à un système basé sur l'accumulation, jusqu'à un certain seuil, de points d'inaptitude. Nous en présentons ici trois, toutes basées sur l'augmentation de la probabilité d'accidents de l'individu moyen suite aux différentes infractions au Code de la sécurité routière. Elles sont toutes reliées aux résultats économétriques du modèle 3<sup>6</sup>. Leurs différences sont expliquées par des utilisations différentes des mêmes résultats statistiques.

À partir des simulations présentées au tableau 2, nous pouvons calculer des variations marginales de probabilité. Par exemple, l'individu ayant les caractéristiques moyennes et ayant un dossier de conduite vierge (aucune infraction antérieure, aucune révocation-suspension de permis et aucun accident antérieur) a une probabilité d'accidents de 0.04281. Si cet individu commet une infraction de type *INF*, sa probabilité d'accidents passe à 0.06300, c'est-à-dire une variation marginale de probabilité de 0.02019. Si ce même individu commet la même infraction une seconde fois, sa probabilité d'accidents passe à 0.08993, une augmentation de 0.02693 par rapport à la probabilité obtenue après une première infraction de ce type. Si nous reprenons cet exercice jusqu'à la troisième récidive (quatrième infraction) et ce pour chaque type d'infraction (*INF*, *VIT* et *INF9P2*), nous obtenons les résultats présentés dans la colonne de droite (variation marginale) du tableau 2.

##### *Méthode 1*

La première méthode consiste à utiliser un seuil critique de probabilité d'accidents. Les simulations du tableau 2 montrent que l'individu moyen qui a été trouvé coupable d'avoir conduit sous l'effet de l'alcool voit passer sa probabilité d'accidents à 0.10539 (par rapport à 0.04281). Cet individu s'est alors vu révoquer son permis de conduire. C'est donc dire que la réglementation actuelle ne tolère pas un risque aussi élevé. La variation marginale de probabilité de cet individu est de 0.06258 (soit 0.10539 - 0.04281). Si nous nous limitons à considérer seulement l'effet marginal de la première offense et que nous pensons qu'une variation de probabilité de 0.06258 doit entraîner une révocation du permis, nous pouvons construire un système de points d'inaptitude basé directement sur les variations de probabilité. En premier lieu, transformons le système actuel de la manière suivante.

6. On peut cependant refaire le même exercice avec le modèle 2.

Plaçons le seuil critique de points d'inaptitude à 60 points (plutôt qu'aux 12 points actuels). Ainsi, une infraction qui selon le CSR vaut trois points en vaudra maintenant quinze. Ensuite, posons à 0.06 le seuil de variation de probabilité d'accident devant entraîner une suspension de permis (le choix de 0.06 ou 0.06258 est dans une certaine mesure arbitraire et n'est pas nécessairement le seuil socialement désirable) de façon à alléger les calculs. Si chaque augmentation de probabilité de l'ordre de 0.001 entraîne l'ajout de 1 point au dossier du conducteur, lorsque celui-ci aura atteint le nombre de 60 points, il aura atteint le seuil de probabilité choisi comme seuil critique. Les tables de points qui en résultent sont données au tableau 3.

Ainsi, l'individu accumulant 3 infractions du type *INF* se voit révoquer son permis de conduire suite à l'ajout de 60 points d'inaptitude à son dossier alors que le CSR sous sa forme de 1987 ne le ferait pas nécessairement après 3 infractions de ce type<sup>7</sup>. Par contre, l'inverse pourrait être vrai<sup>8</sup>. Jusqu'ici, nous avons utilisé une méthode linéaire pour le calcul des points. Nous allons maintenant tenir compte de la non-linéarité du modèle.

TABLEAU 3  
COMPARAISONS: CODE DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE, MÉTHODE 1 ET 2

Infraction CSR	CSR (base 60) points	Méthode 1 points	Méthodes 2 points
<i>VIT</i> (vitesse)			
3731, 3751	5	13	1 <sup>re</sup> : 13; 2 <sup>e</sup> : 16; 3 <sup>e</sup> : 20; 4 <sup>e</sup> : 24
3732, 3752	10		
3733, 3753	15		
3734, 3754	20		
3735 à 3738	25 à 40		
3755 à 3758	25 à 40		
<i>INF</i> (autres)			
347	5	20	1 <sup>re</sup> : 20; 2 <sup>e</sup> : 27; 3 <sup>e</sup> : 35; 4 <sup>e</sup> : 43
286, 287, 313	10		
326, 338, 341, 348			
327, 328	15		
346, 373	20		
300	30		

7. Par exemple, l'infraction CS326 (omission de se conformer à un arrêt) donne seulement 2 points ou 10 points sur la base de 60 points, ce qui implique un total de 30 points pour trois infractions. La méthode 1 donnerait un total de 60 points pour ces trois infractions. Mais trois infractions CS346 ou CS373 (et deux infractions CS300) sont suffisantes pour suspendre le permis aux termes du CSR 1987.

8. Considérons CS3733 (excède de 30 à 44 km/h la vitesse permise). Répétée quatre fois, cette infraction donne un total de 60 points sous le système CSR alors que la méthode 1 donnerait un total de 52 points.

### *Méthode 2*

La deuxième méthode proposée est une généralisation de la première. Elle a ceci de particulier qu'au lieu de considérer seulement la variation marginale de probabilité d'accidents suite à la première infraction, elle considère la possibilité qu'il s'agisse d'une récidive ou non. L'examen de la colonne de droite du tableau 2 nous montre que la variation marginale de probabilité d'accident augmente à chaque récidive. Si, comme pour la méthode 1, nous fixons le seuil critique à 0.06 en termes de variation de probabilité et que nous permettons à l'individu d'accumuler 60 points d'inaptitude (une variation de probabilité de l'ordre de 0.001 se traduit par l'ajout de 1 point au dossier du conducteur), nous pouvons construire une table où à chaque variation marginale de probabilité correspond un nombre de points. Ainsi, l'individu qui commet trois infractions du type *INF* accumule 82 (20+27+35) points d'inaptitude plutôt que 60 comme dans la méthode 1 et se voit révoquer son permis de conduire comme avec la méthode précédente. Ce même individu, s'il avait accumulé 3 infractions du type *VIT*, n'aurait à son dossier que 49 points (13+16+20) et conserverait ainsi le droit de conduire; par contre, sous le CSR, il aurait pu voir son permis suspendu.

Les deux méthodes proposées jusqu'ici sont basées sur la variation marginale de probabilité d'accidents. L'examen du tableau 3 (Comparaison avec CSR (1987)) montre que les deux méthodes proposées jusqu'ici peuvent corriger le fait que certaines infractions sont actuellement «surpénalisées» par rapport à d'autres et vice-versa. Par exemple, le CSR sous sa forme de 1987 pénalise de la même façon un conducteur qui excède la limite de vitesse de 30 à 44 km/h (article CS3733) et un autre qui ne s'arrête pas à un feu rouge (article CS328). Ces deux infractions impliquent des probabilités différentes et les deux méthodes proposées jusqu'ici leur accordent un traitement différent en fonction de la gravité relative de ces fautes.

### *Méthode 3*

La méthode 1 est basée sur la variation marginale de probabilité suite à la première infraction. La méthode 2 considère l'effet de récidive mais pour chaque type d'infractions pris séparément. Ainsi, le calcul des points d'inaptitude par les méthodes précédentes ne tient pas compte du fait que l'individu peut avoir commis une ou des infractions d'un autre type. Par exemple, par la deuxième méthode, l'individu qui commet pour la seconde fois une infraction du type *VIT* verra s'ajouter 16 points à son dossier et ce, indépendamment du fait qu'il peut avoir ou non commis une ou des infractions d'un autre type au cours de la période. Ceci est dû au fait que la deuxième méthode est basée sur le calcul de la variation marginale de probabilité uniquement en fonction des infractions du même type. Elle correspond à une méthode non linéaire qui aurait une seule variable explicative. La troisième méthode que nous proposons ici est beaucoup plus générale. Elle est basée sur les variations marginales de probabilité d'accidents *étant donné l'ensemble du dossier du conducteur*.

En effet, nous pouvons utiliser les résultats économétriques pour estimer la probabilité d'accidents d'un individu d'après non seulement ses caractéristiques personnelles, mais aussi d'après l'ensemble de son dossier de conducteur. Il est alors possible de considérer l'effet de récidive dans un sens plus large en introduisant non seulement l'effet non linéaire de la répétition d'une infraction particulière, mais aussi l'effet non linéaire de la conjonction de deux infractions différentes ou plus. Par exemple, l'individu qui a déjà à son dossier une infraction de type *VIT* et qui commet une infraction de type *INF* verrait s'ajouter à son dossier 25 points d'inaptitude, ce qui est supérieur aux 20 points de la méthode 2. Ou encore, l'individu qui a à son dossier une infraction de type *INF* et qui commet une deuxième infraction de type *VIT* se voit attribuer 21 points d'inaptitude pour cette dernière offense. Cet individu aura alors atteint le seuil critique. Évidemment, il ne nous est pas possible ici de construire une table complète de points d'inaptitude. En effet, il existe autant de tables qu'il existe de combinaisons possibles d'infractions au dossier du conducteur. Remarquons qu'il serait possible, à la limite, d'allouer les points d'inaptitude selon les caractéristiques des individus (par exemple, selon l'âge et le sexe) ou encore selon les accidents passés. Comme on peut le constater au tableau 2, l'individu aux caractéristiques moyennes ( $\bar{w}_i$ ) qui a été impliqué dans un accident dans les périodes précédentes a une probabilité d'accident de 0.06603. S'il commet une infraction de type *INF*, sa probabilité d'accident passe à 0.09392, soit une variation marginale de probabilité de 0.02789. Cet individu se verrait ajouter 28 points d'inaptitude à son dossier alors qu'il n'en aurait eu que 20 si l'on ne tient pas compte des accidents antérieurs. Bien entendu, le système pourrait être rendu encore plus sévère en utilisant un seuil critique de probabilité (et non de variation de probabilité). En fixant un tel seuil à 0.10, l'individu de l'exemple précédent n'aurait plus de marge de manœuvre, sa probabilité d'accident étant de 0.09392 : une infraction supplémentaire ou un accident entraînerait la suspension de son permis. Ceci équivaudrait à allouer des points d'inaptitude aux accidents passés (dans ce cas-ci 23 points) ou encore à diminuer le nombre de points tolérés tout en allouant dans chaque cas un nombre de points plus élevé.

#### *Comparaison : CSR (1987) et méthodes 1, 2 et 3*

Considérons l'exemple suivant. Soit l'individu moyen, sans accident antérieur et sans révocation-suspension du permis de conduire ( $Z=0, Y=0$ ) qui a déjà accumulé une infraction pour vitesse de 3 points (de 30 à 44 km/h au-dessus de la vitesse permise). Une infraction supplémentaire de 2 points (omission de se conformer à un signal d'arrêt) fera passer sa probabilité d'accidents de 0.05613 à 0.08087 sous la méthode 3. Cette infraction amène donc une augmentation marginale de probabilité de 0.02474. Si nous utilisons une échelle de points où chaque point correspond à une augmentation de probabilité de l'ordre de 0.001, cette infraction entraînera l'ajout de 25 points au dossier du conducteur. Le Code de la sécurité routière, dans sa forme de 1987 en attribuerait 10 (sur une échelle de 60 points). Les méthodes 1 et 2 en accorderaient toutes les deux 20. Il est intéressant de remarquer que les méthodes 1 et 2 donnent un résultat identique. Puisque la méthode 2 est non linéaire seulement en fonction des infractions du même type, elle est

équivalente à un modèle linéaire lorsque nous passons d'une infraction à une autre. Le modèle 3 corrige cette lacune. Si maintenant ce même individu commet une deuxième infraction de deux points, sa probabilité d'accidents passera de 0.08087 à 0.11307 (une augmentation de 0.0322). La troisième méthode pénaliserait le conducteur par l'ajout de 32 points à son dossier alors que les méthodes 1 et 2 ajouteraient respectivement (sur une base de 60) 20 et 27.

Le Code de la sécurité routière, dans sa formulation de 1987 permet à cet individu de commettre d'autres infractions de deux points sans risquer de se voir révoquer son permis de conduire. La méthode 1 ne lui laisse pas de marge de manœuvre; une infraction supplémentaire de deux points serait suffisante pour une révocation de permis. L'application de la troisième méthode entraîne la révocation immédiate du permis de cet individu. Les méthodes 2 et 3 sont plus sévères que la première. La raison est qu'elles prennent en compte le phénomène de récurrence. Les récidivistes sont pénalisés plus lourdement: ils ne le sont plus simplement en fonction de la nature de l'infraction mais aussi en fonction de l'état de leurs dossiers individuels. Par exemple, la deuxième infraction pour avoir omis d'arrêter à un feu rouge est pénalisée plus sévèrement que la première infraction de cette nature (méthode 2), mais aussi, pour l'individu qui a déjà commis ce type d'infraction, un excès de vitesse lui vaudra une pénalité plus forte que si son dossier avait été vierge (méthode 3).

## CONCLUSION

Notre étude visait à relier statistiquement les probabilités individuelles d'accidents aux différentes infractions au Code de la sécurité routière et au Code criminel entraînant des révocations-suspensions de permis de conduire. Nous avons comparé nos résultats à ceux de la table des points d'inaptitude en vigueur au Québec en 1987. Notre analyse était limitée à une comparaison relative des diverses infractions. Elle n'abordait pas la problématique du choix du niveau de prévention optimale pour la société.

Les différentes méthodes de calcul de points d'inaptitude présentées ici ont été élaborées à partir du modèle économétrique 3 où les coefficients des divers types d'infractions étaient *significativement différents* les uns des autres. Il est apparu que, dans l'ensemble, les infractions pour vitesse excessive devraient être pénalisées moins lourdement que les autres types d'infractions. Nous avons aussi montré que les infractions liées à la consommation d'alcool et au dépassement illégal d'autobus scolaires impliquent des probabilités d'accidents très élevées et que les individus ayant des dossiers de conduite vierges représentent des risques beaucoup plus faibles d'accidents. Nous devons, par contre, répéter ici que le résultat relié aux dépassements d'autobus scolaires n'est pas très significatif. Une autre conclusion que nous pouvons dégager de nos résultats est que l'effet marginal d'une infraction sur les probabilités d'accidents n'est pas constant, c'est-à-dire qu'il augmente en fonction du nombre d'infractions du même type. Il augmente également avec le nombre total d'infractions de divers types au dossier du



conducteur. En d'autres termes, ceux qui récidivent deviennent des risques de plus en plus élevés et une table de points d'inaptitude «optimale» devrait être plus sévère envers les récidivistes. Des résultats plus nuancés pourraient être obtenus en utilisant des regroupements moins grossiers (comme le modèle 2, par exemple). Il pourrait cependant être difficile de légitimer des pénalités différentes associées à des variations marginales de probabilité qui ne sont pas significativement différentes entre elles (dans le cadre des limites de notre échantillon).

Les résultats de notre étude peuvent être utilisés de plusieurs façons. Nous en avons abordé trois dans la section 4 du présent article. Les deux premières visaient à construire des tables de points en interprétant différemment les résultats obtenus pour l'individu moyen. Les résultats sont résumés au tableau 3. La troisième méthode proposée visait à utiliser de manière plus globale toutes les infractions contenues dans les résultats statistiques. Elle permet le calcul de scénarios individuels en fonction de l'état du dossier de conduite. Puisqu'il existe une table propre à chaque dossier de conducteur (pour chaque combinaison possible d'infractions antérieures), elle ne peut être résumée dans un simple tableau. L'application de la méthode 3 dans la gestion du Code de la sécurité routière et du Code criminel pourrait permettre de réduire davantage les accidents automobiles. Et chacune des trois méthodes peut être considérée comme un substitut mais aussi un complément à la tarification différenciée de l'assurance automobile (Boyer et Dionne 1987).

#### BIBLIOGRAPHIE

- AMEMIYA, T. (1981), «Qualitative Response Models: A Survey», *Journal of Economic Literature*, XIX, pp. 1483-1537.
- BOYER, M. et G. DIONNE (1985), «La tarification de l'assurance automobile et les incitations à la sécurité routière», Publication #388, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, 183 p.
- BOYER, M. et G. DIONNE (1987), «Description and Analysis of the Quebec Automobile Insurance Plan», *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, XIII(2), pp. 181-195.
- BOYER, M. et G. DIONNE (1989), «An Empirical Analysis of Moral Hazard and Experience Rating», *Review of Economics and Statistics*, LXXI(1), pp. 128-134.
- BOYER, M., G. DIONNE et C. VANASSE (1988), «Infractions au Code de la sécurité routière, infractions au Code criminel et accidents automobiles», Publication #583, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, 85 p.
- GOURIÉROUX, CHRISTIAN (1989), *Économétrie des variables qualitatives*, 2<sup>e</sup> édition, Paris, Économica.
- OCDE (1990), «L'assurance automobile et la prévention des accidents de la route», Rapport de recherche en matière de routes et de transports routiers, 137 p.

## ANNEXE I

## ÉCHANTILLON, DONNÉES ET VARIABLES

1. *Description de l'échantillon*

L'échantillon total contient de l'information sur 20 027 conducteurs. Pour chaque conducteur, nous connaissons : ses caractéristiques telles qu'apparaissant sur son permis de conduire le 1<sup>er</sup> août 1982 sauf le nom, l'adresse et le numéro de permis de conduire; l'historique de ses points d'inaptitude depuis août 1980; l'historique de ses accidents depuis août 1980; l'historique de ses révocations-suspensions de permis de conduire depuis août 1981. Ces informations proviennent en partie du fichier des permis de conduire et en partie du fichier des rapports d'accidents de la SAAQ. La méthode d'échantillonnage dite systématique a été utilisée.

2. *Construction et signification des variables du modèle de référence*

(Boyer et Dionne 1989; voir également Boyer et Dionne 1985 pour une description détaillée de toutes les variables)

Dans cet article, nous cherchons à estimer à l'aide de l'échantillon, la probabilité  $p(w_i, \theta_i)$  qu'un conducteur soit impliqué dans un accident durant la période considérée étant donné ses caractéristiques  $w_i$  et son expérience passée comme conducteur  $\theta_i$ . Le vecteur des caractéristiques  $w_i$  comprend 7 groupes de variables : l'âge, le sexe, l'expérience (le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du premier permis), la région de résidence, les restrictions apparaissant sur le permis de conduire, la ou les classes de permis de conduire que détient le conducteur considéré et finalement une mesure d'exposition à savoir le nombre de jours durant lesquels le conducteur possédait un permis valide, c'est-à-dire non révoqué ou suspendu. Le vecteur  $\theta_i$  comprend ici trois variables reliées au comportement de l'individu comme conducteur et, en particulier, au niveau d'activités d'autoprotection choisi par le conducteur. Il s'agit d'abord des points d'inaptitude accumulés au cours des 2 années (80-81 et 81-82) précédant l'année 82-83 pour laquelle nous voulons estimer la probabilité  $p(w_i, \theta_i)$  d'accident. Il s'agit ensuite du nombre de révocations-suspensions du permis de conduire en vigueur durant l'année 81-82. Il s'agit enfin du nombre d'accidents dans lesquels le conducteur a été impliqué durant les 2 premières années (80-81 et 81-82). Ces trois variables sont particulièrement reliées au comportement de l'individu vis-à-vis la sécurité routière.

Toutes les variables du vecteur  $w_i$  sauf la variable d'exposition, sont des variables dichotomiques. Ainsi, nous avons pour le groupe «âge» 8 variables 0-1 avec comme groupe témoin les 16-19 ans (il s'agit de l'âge au 1<sup>er</sup> août 1982). Le groupe «sexe» comprend 2 variables 0-1 avec les femmes comme groupe témoin. Le groupe «expérience de conduite» (*EXP*) comprend 7 variables avec les conducteurs détenant un permis depuis plus de 1 an et moins de 2 ans comme groupe témoin. Une seule de ces variables peut prendre la valeur 1 pour un conducteur donné. Le groupe «région de résidence» (*REG*) comprend 11 variables dichotomiques représentant les 11 régions socio-économiques du Québec avec les conducteurs

de la région 6, soit l'archipel de Montréal, comme groupe témoin. Encore une fois, une seule de ces variables peut prendre la valeur 1 pour un conducteur donné. Le groupe «restrictions» (*RTS*) comprend 13 variables. Plusieurs variables de ce groupe «restrictions» peuvent prendre la valeur 1 pour un conducteur donné. Le groupe «classe de permis» (*CL*) comprend 9 variables dichotomiques même s'il existe 12 classes possibles de permis de conduire. Certaines ont été regroupées (11 et 12) et d'autres ignorées; puisque les classes 41 et 42 sont presque mutuellement exclusives, seule la classe 42 est retenue, et puisque aucun individu dans notre échantillon n'avait que la classe 61, celle-ci n'a pas été utilisée. Plusieurs de ces variables peuvent prendre la valeur 1 pour un conducteur donné. *VALA* est le nombre de jours durant lesquels le permis du conducteur a été valide durant l'année 80-81; *VALB* est le nombre de jours durant lesquels le permis du conducteur a été valide durant l'année 81-82; *VALC* est le nombre de jours durant lesquels le permis du conducteur a été valide durant l'année 82-83. Ceci complète la liste des variables du vecteur  $w_i$ .

Les trois variables retenues dans  $\theta'_i$  pour mesurer les activités d'autoprotection de l'individu, et donc son comportement vis-à-vis la sécurité routière, sont *X*, *Y*, *Z*. La variable *X* est le nombre de points d'inaptitude accumulés au cours des deux années 80-81 et 81-82. Les points d'inaptitude sont attribués quand un conducteur est trouvé coupable de certaines infractions au code de la sécurité routière. Le nombre de points attribués dépend de l'infraction commise comme le montre le tableau A1.

La variable *Y* représente le nombre de révocations-suspensions en vigueur durant l'année 81-82 pour infraction au code criminel et certaines infractions au code de la sécurité routière. Depuis l'introduction du code de la sécurité routière (1<sup>er</sup> avril 1982), tout conducteur détenant un permis de conduire valide peut le voir révoqué s'il commet une infraction au code criminel ou accumule, en moins de deux ans, douze points d'inaptitude ou plus. La révocation signifie que le conducteur perd son permis de conduire pour la durée de la période de révocation. Afin de ne pas faire double emploi avec la variable *X*, nous n'avons retenu dans la variable *Y* que les infractions entraînant *per se* une révocation-suspension du permis. Ces infractions apparaissent au tableau A2. Rappelons que tout conducteur coupable de l'une ou l'autre de ces infractions voit son permis révoqué ou son droit à un tel permis suspendu.

Finalement, la troisième variable explicative de ce deuxième ensemble est *Z*, le nombre d'accidents dans lesquels un conducteur a été impliqué pendant les 2 années 80-81 et 81-82. Cette variable comprend tous les accidents avec blessés ou non dans lesquels un conducteur a été impliqué et ce sans égard à la faute ou responsabilité du conducteur. Seuls les accidents ayant fait l'objet uniquement d'un constat à l'amiable entre les conducteurs sont exclus. Notons que tout accident avec blessé(s) doit être rapporté à la police. Ainsi, tous les accidents avec blessés et la très forte majorité des accidents avec dommages matériels seulement sont comptabilisés dans *Z*.

TABLEAU A1  
INFRACTIONS ET POINTS D'INAPTITUDE

CR	CSR	Infraction	Points
CR84	CS145	Manquement aux devoirs du conducteur lors d'un accident	9
CR84	CS146	Manquement aux devoirs du conducteur lors d'un accident avec un objet inanimé	9
CR3911	CS286	Marche arrière dangereuse	2
CR3911	CS287	Marche arrière dangereuse sur autoroute, entrées ou sorties d'autoroutes	2
CR87D	CS300	Conduite pour un pari, un enjeu ou une course	6
CR49B	CS313	Omission de se conformer à des ordres ou signaux d'un agent de la paix ou d'un brigadier scolaire	2
CR3915	CS326	Omission de se conformer à un signal d'arrêt (aussi 49B)	2
CR50C	CS327	Omission de se conformer à un feu rouge	3
CR49B	CS328	Omission de se conformer à un feu rouge clignotant	3
CR451	CS338	Omission de faire un arrêt à un passage à niveau	2
CR452	CS339	Omission d'arrêter à un passage à niveau dans la conduite d'un véhicule routier particulier ou remise en marche prohibée d'un tel véhicule (autobus scolaire ou autre, minibus, ou véhicule transportant des matières dangereuses ou inflammables)	9
CR395	CS341	Dépassement prohibé (dangereux) par la gauche	2
CR396	CS346	Dépassement prohibé sur la voie réservée à la circulation en sens inverse (côte, courbe, intersection, passage à niveau, viaduc, tunnel ou passage pour piétons)	4
CR394	CS347	Dépassement prohibé par la droite	1
CR397	CS348	Dépassement en franchissant une ligne l'interdisant	2
...	CS373	Vitesse dangereuse ou action imprudente (ancien CR56-2, remplace la conduite imprudente CR83)	4
CR561	CS3731	Excède la vitesse permise de 1 à 14 km/h <sup>1</sup>	1
CR562	CS3732	Excède la vitesse permise de 15 à 29 km/h <sup>1</sup>	2
CR563	CS3733	Excède la vitesse permise de 30 à 44 km/h <sup>1</sup>	3
CR564	CS3734	Excède la vitesse permise de 45 à 59 km/h <sup>1</sup>	4
CR564	CS3735	Excède la vitesse permise de 60 à 74 km/h <sup>1</sup>	5
CR564	CS3736	Excède la vitesse permise de 75 à 89 km/h <sup>1</sup>	6
CR564	CS3737	Excède la vitesse permise de 90 à 104 km/h <sup>1</sup>	7
CR564	CS3738	Excède la vitesse permise de 105 à 119 km/h <sup>1</sup>	8
CR561	CS3751	Excède la vitesse permise de 1 à 14 km/h <sup>2</sup>	1
CR562	CS3752	Excède la vitesse permise de 15 à 29 km/h <sup>2</sup>	2
CR563	CS3753	Excède la vitesse permise de 30 à 44 km/h <sup>2</sup>	3
CR564	CS3754	Excède la vitesse permise de 45 à 59 km/h <sup>2</sup>	4
CR564	CS3755	Excède la vitesse permise de 60 à 74 km/h <sup>2</sup>	5
CR564	CS3756	Excède la vitesse permise de 75 à 89 km/h <sup>2</sup>	6
CR564	CS3757	Excède la vitesse permise de 90 à 104 km/h <sup>2</sup>	7
CR564	CS3758	Excède la vitesse permise de 105 à 119 km/h <sup>2</sup>	8

TABLEAU A1 (suite)

CR	CSR	Infraction	Points
CR481	CS390	Omission d'arrêter à l'approche d'un autobus scolaire dont les feux intermittents sont en marche, ou croisement ou dépassement prohibé d'un tel véhicule	9

NOTES: <sup>1</sup> Zone de 50 km/h et plus, CSR et réglementation municipale

<sup>2</sup> Zone de moins de 50 km/h, réglementation municipale

TABLEAU A2

INFRACTIONS AU CODE CRIMINEL ET AU CODE DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE  
ENTRAÎNANT DES RÉVOCATIONS-SUSPENSIONS DU PERMIS

Article	Infraction
CC203	Négligence criminelle entraînant la mort
CC204	Négligence criminelle entraînant des lésions corporelles
CC219	Homicide involontaire avec un véhicule routier
CC233	Négligence criminelle dans la mise en service d'un véhicule à moteur
CC233.2	Délit de fuite
CC233.4	Conduite dangereuse
CC234	Conduite ou garde d'un véhicule pendant que la capacité de conduite est affaiblie
CC235.2	Défaut ou refus de fournir un échantillon d'haleine
CC236	Conduite ou garde d'un véhicule avec un taux d'alcoolémie supérieur à 80 milligrammes par 100 millilitres de sang
CS100	Conduite durant une révocation-suspension
CS152	Accident de 250 \$ et plus sans assurance-responsabilité
CS158	Non-respect d'une condamnation
CS160	Non-remboursement du Fonds d'indemnisation

### 3. Construction et signification des variables des modèles 1, 2 et 3

Comme pour le modèle de référence, les variables du modèle 1 se divisent en deux catégories. Un vecteur  $w_i$  de caractéristiques individuelles et un vecteur  $\theta'_i$  représentant l'expérience passée du conducteur. Le vecteur  $w_i$  est le même que pour le modèle de référence. Dans le modèle de base, le vecteur  $\theta'_i$  contenait les variables X, Y et Z. Dans le modèle 1, la variable X du vecteur  $\theta'_i$  est remplacée par un vecteur d'infractions. Le vecteur  $w_i$  des caractéristiques individuelles pour le modèle 2 est le même que pour les modèles précédents. Seul le vecteur  $\theta'_i$  est

différent du modèle de référence et du modèle 1. La variable  $X$  du modèle de référence est remplacée par six variables agrégées d'infractions : trois ayant trait à la vitesse excessive, une ayant trait au dépassement interdit d'autobus scolaire, et finalement, deux regroupant toutes les autres infractions à points. La variable  $Y$  du modèle de référence est quant à elle séparée en deux variables : l'une ayant trait aux révocations-suspensions reliées à la consommation d'alcool et l'autre regroupant toutes les autres. Dans le modèle 3, le vecteur  $w_i$  des caractéristiques individuelles est le même que pour les modèles précédents. Le vecteur  $\theta'_i$  du modèle 3 a ceci de particulier par rapport à celui du modèle 2 qu'il agrège davantage les variables construites à partir de la variable  $X$  en trois variables (au lieu de six) : une regroupant toutes les infractions ayant trait à la vitesse excessive, une ayant trait au dépassement interdit d'autobus scolaire, et finalement, une regroupant toutes les autres infractions à points.

## ANNEXE II

## MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES

(\* : significatif à 90 %; \*\* : à 95 %; NC : non calculé)

## MODÈLE DE RÉFÉRENCE

(19 013 observations; 53 variables; ratio de vraisemblance = 716.64)

Variable	Coefficient original	t	Coefficient transformé
CONSTANTE	-2.295	-10.30**	NC
A16	-0.304	-0.89	-0.025
A2024	-0.028	-0.35	-0.003
A2534	-0.207	-2.40**	-0.020
A3544	-0.292	-3.11**	-0.027
A4554	-0.288	-2.93**	-0.026
A5564	-0.409	-3.91**	-0.033
A65	-0.372	-3.11**	-0.030
SEXM	0.370	9.80**	0.037
EXP0	0.227	1.08	0.029
EXPM1	0.116	0.72	0.014
EXP2	-0.145	-1.10	-0.014
EXP35	-0.245	-1.79*	-0.022
EXP610	-0.251	-1.70*	-0.024
EXP11	-0.194	-1.29	-0.021
REG1	0.107	1.30	0.012
REG2	0.035	0.46	0.004
REG3	0.073	1.55	0.008
REG4	0.106	1.75*	0.012
REG5	0.025	0.30	0.003
REG7	0.073	1.32	0.008
REG8	0.008	0.18	0.001
REG9	0.245	3.46**	0.031
REG10	0.128	1.43	0.015
REG11	0.158	1.46	0.019
RTSA	-0.254	-2.40**	-0.025
RTSB	0.155	0.60	0.019
RTSCG	-0.146	-0.97	-0.014
RTSD	0.034	0.28	0.004
RTSH	0.118	1.04	0.014
RTSJ	0.736	1.73*	0.134
RTSK	-0.535	-0.99	-0.037
RTSM	-0.273	-1.55	-0.023
RTSO	0.145	0.67	0.017
RTSQ	-0.591	-0.88	-0.039
RTSU	0.366	1.86*	0.052
RTSY	-0.977	-2.31**	-0.048
RTSØ	-0.186	-1.71*	-0.021
CL1112	0.158	1.41	0.019
CL13	-0.256	-0.51	-0.022
CL21	0.127	1.88*	0.014
CL22	0.560	2.81**	0.091

## Modèle de référence (suite)

Variable	Coefficient original	t	Coefficient transformé
<i>CL31</i>	0.359	2.74**	0.050
<i>CL42</i>	0.045	0.77	0.005
<i>CL54</i>	0.041	0.52	0.004
<i>CL55</i>	-0.579	-1.55	-0.038
<i>CL56</i>	-0.104	-0.17	-0.010
<i>VALA</i>	0.001	0.97	NC
<i>VALB</i>	-2E-04	-0.42	NC
<i>VALC</i>	0.002	5.70**	NC
Z	0.211	8.11**	0-1 : 0.025 1-2 : 0.034
Y	0.290	2.23**	0-1 : 0.039 1-2 : 0.057 2-3 : 0.077
X	0.055	9.62**	0-1 : 0.006 1-5 : 0.028 5-31 : 0.434

## MODÈLE 1

(19 013 observations; 53 variables; ratio de vraisemblance = 720.28)

Variable	Coefficient original	t	Coefficient transformé
CONSTANTE	-2.344	-10.47**	NC
<i>A16</i>	-0.236	-0.69	NC
<i>A2024</i>	-0.020	-0.25	...
<i>A2534</i>	-0.202	-2.35**	
<i>A3544</i>	-0.285	-3.05**	
<i>A4554</i>	-0.277	-2.82**	
<i>A5564</i>	-0.400	-3.82**	
<i>A65</i>	-0.350	-2.91**	
<i>SEXM</i>	0.363	9.61**	
<i>EXP0</i>	0.182	0.88	
<i>EXPM1</i>	0.084	0.52	
<i>EXP2</i>	-0.155	-1.18	
<i>EXP35</i>	-0.261	-1.92*	
<i>EXP610</i>	-0.276	-1.90*	
<i>EXP11</i>	-0.218	-1.47	
<i>REG1</i>	0.101	1.22	
<i>REG2</i>	0.034	0.45	
<i>REG3</i>	0.067	1.43	
<i>REG4</i>	0.099	1.63	



## MODÈLE 1 (suite)

Variable	Coefficient original	t	Coefficient transformé
<i>REG5</i>	0.035	0.42	
<i>REG7</i>	0.072	1.29	
<i>REG8</i>	0.004	0.08	
<i>REG9</i>	0.240	3.38**	
<i>REG10</i>	0.121	1.35	
<i>REG11</i>	0.153	1.42	
<i>RTSA</i>	-0.217	-2.05**	
<i>RTSB</i>	0.176	0.74	
<i>RTSGC</i>	-0.112	-0.72	
<i>RTSD</i>	0.053	0.46	
<i>RTSH</i>	0.136	1.22	
<i>RTSJ</i>	0.711	1.69*	
<i>RTSK</i>	-0.533	-0.99	
<i>RTSM</i>	-0.232	-1.51	
<i>RTSO</i>	0.059	0.28	
<i>RTSQ</i>	-0.602	-0.91	
<i>RTSU</i>	0.557	1.11	
<i>RTSY</i>	-0.938	-2.28**	
<i>RTS0</i>	-0.149	-1.37	
<i>CL1112</i>	0.233	2.18**	
<i>CL13</i>	0.099	0.32	
<i>CL21</i>	0.140	2.07**	
<i>CL22</i>	0.538	2.91**	
<i>CL31</i>	0.375	2.73**	
<i>CL42</i>	0.052	0.90	
<i>CL54</i>	0.055	0.74	
<i>CL55</i>	-0.358	-1.17	
<i>CL56</i>	-0.073	-0.12	
<i>VALA</i>	0.5E-03	0.97	
<i>VALB</i>	-0.4E-03	-0.85	
<i>VALC</i>	0.2E-02	6.12**	
<i>INF12P</i>	0.132	4.75**	0-1: 0.015 1-2: 0.018 2-3: 0.022 3-4: 0.026
<i>INF3P</i>	0.164	6.40**	0-1: 0.019 1-2: 0.024 2-3: 0.030 3-4: 0.037
<i>INF48P</i>	0.129	1.81*	0-1: 0.015 1-2: 0.018 2-3: 0.022 3-4: 0.026
<i>INF9P</i>	0.424	1.76*	0-1: 0.063 1-2: 0.104

## MODÈLE 1 (suite)

Variable	Coefficient original	t	Coefficient transformé
Z	0.213	8.20**	0-1: 0.025 1-2: 0.035 2-3: 0.045
Y	0.293	2.87**	0-1: 0.039 1-2: 0.058 2-3: 0.078

## MODÈLE 2 (RÉSULTATS PARTIELS)

(19 013 observations; 59 variables; ratio de vraisemblance = 725.76)

Variable	Coefficient original	t	Coefficient transformé
<i>INF12PM</i>	0.175	3.51**	0-1: 0.022 1-2: 0.028 2-3: 0.035 3-4: 0.042
<i>INF3PPM</i>	0.197	4.87**	0-1: 0.025 1-2: 0.033 2-3: 0.042 3-4: 0.051
<i>VIT12P</i>	0.115	3.28**	0-1: 0.014 1-2: 0.016 2-3: 0.019 3-4: 0.022
<i>VIT3P</i>	0.135	3.79**	0-1: 0.016 1-2: 0.020 2-3: 0.024 3-4: 0.028
<i>VIT4PP</i>	0.174	2.34**	0-1: 0.021 1-2: 0.027 2-3: 0.034 3-4: 0.041
<i>INF9P2</i> (autobus)	0.602	1.65*	0-1: 0.104 1-2: 0.186
Y <sub>1</sub> (non-alcool)	0.003	0.02	0-1: 0.3E-3
Y <sub>2</sub> (alcool)	0.468	3.38**	0-1: 0.074 1-2: 0.124
Z	0.212	8.13**	0-1: 0.026 1-2: 0.035 2-3: 0.046

## MODÈLE 3 (RÉSULTATS PARTIELS)

19 013 observations; 56 variables; ratio de vraisemblance 725.13)

Variable	Coefficient original	t	Coefficient transformé
<i>INF</i>	0.189	6.29**	0-1: 0.022 1-2: 0.030 2-3: 0.038 3-4: 0.046
<i>VIT</i>	0.131	6.11**	0-1: 0.014 1-2: 0.018 2-3: 0.022 3-4: 0.025
<i>INF9P2</i> (autobus)	0.599	1.65*	0-1: 0.100 1-2: 0.182
<i>Y</i> <sub>1</sub> (non-alcool)	0.016	0.09	0-1: 0.002 1-2: 0.002
<i>Y</i> <sub>2</sub> (alcool)	0.468	3.38**	0-1: 0.071 1-2: 0.121 2-3: 0.166
<i>Z</i>	0.213	8.19**	0-1: 0.025 1-2: 0.034 2-3: 0.045

## ANNEXE III

CORRESPONDANCE ENTRE LE CODE DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE (1987)  
LE CODE DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE (1982)  
ET LE CODE DE LA ROUTE\*

CSR 1987	CSR 1982	CR
168 à 171	145, 146	84
311	313	49B
327	373	56-2, 83
328a)	3731	561
328b)	3732	562
328c)	3733	563
328d)	3734	564
329a)	3751	561
329b)	3752	562
329c)	3753	563
329d)	3754	564
343	348	397
345	346	396
346	347	394
348	341	395
359, 360	327, 328	49B
368	326	3915
411	338	451
413	339	452
416, 417	286, 287	3911
422	300	87D
460	390	481

NOTE: \* La description détaillée des infractions est donnée au tableau A1 de l'annexe I.