UNE ÉVALUATION EMPIRIQUE DE LA NOUVELLE TARIFICATION DE L'ASSURANCE AUTOMOBILE (1992) AU QUÉBEC *

par

Georges Dionne [1,2]
Charles Vanasse [2]

** Cette recherche a été rendu possible grâce en partie au Fonds pour la formation de chercheurs et l'aide à la recherche (F.C.A.R.), à la Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ) et au ministère des Transports du Québec (M.T.Q.) dans le cadre du programme d'action concertée de soutien à la recherche sur la sécurité routière. Une première version a été présentée au congrès de la Société canadienne de science économique de 1996, au séminaire Delta-Théma sur l'économie de l'assurance à Paris et au département de sciences économiques de l'Université de Montréal. Nous remercions P.A. Chiappori, B. Fortin, C. Gouriéroux, A. Monfort, C. Montmarquette, P. Ouellette, M. Poitevin, P. Picard, J. Robert et P. Viala pour leurs commentaires et R. Marshall et A.-M. Lemire de la Direction de la statistique à la SAAQ, pour leur collaboration très efficace dans la préparation de la banque de données. Les conclusions de cette étude n'engagent que les auteurs.*

[1] Chaire de gestion des risques, H.E.C.-Montréal, 3000 chemin de la Côte-Ste-Catherine, Montréal (Québec) Canada H3T 2A7

[2] Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, C.P. 6128, succursale Centre-ville, Montréal (Québec) Canada H3C 3J7

RÉSUMÉ

Le but de cette recherche était d'évaluer l'effet du changement de tarification de 1992 sur la sécurité routière au Québec. Nos résultats indiquent que le changement de tarification à réduit les nombres d'infractions et les nombres d'accidents, deux variables qui mesurent indirectement la non-prévention routière. De plus, nos résultats indiquent que le nombre de points d'inaptitude accumulés au cours d'une période de deux ans est un bon prédicteur du nombre d'accidents de la période suivante de deux ans ce qui supporte la politique de tarification de la SAAQ. En effet, cette politique en plus d'inciter plus de prudence, fait payer des contributions d'assurance proportionnelles aux risques individuels. En d'autres termes, le changement de 1992 a réintroduit une tarification des risques plus équitable au sens actuariel en faisant payer aux risques élevés des contributions d'assurance plus élevés.

Mots clés: sécurité routière, tarification publique de l'assurance automobile, Québec, accidents de la route, infraction, points d'inaptitude, Poisson, Binomiale négative, panel, effets aléatoires, effets fixes.

ABSTRACT

The goal of this research was to evaluate the effects of the 1992 change in the automobile insurance pricing by the Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ, the public insurer for bodily injuries) on road safety. Our results indicate that the new pricing system reduced infractions and accidents which means that it increased road safety. Moreover, our results show that the total number of demerit points accumulated over two years is a good predictor for road accidents in the next two years period which supports the pricing formula of the SAAQ. Finally, we obtain that this pricing policy introduces more fairness in actuarial terms by charging higher premia to higher risks.

Key words: Road Safety, public pricing of automobile insurance, Québec, road accidents, infractions, demerit points, Poisson model, negative Binomial model, panel, random effects, fixed effects.

1. Introduction

En mars 1978 le Gouvernement du Québec a mis sur pied un nouveau régime d'assurance automobile. A cette époque, le double objectif était de compenser toutes les victimes d'accident et de réduire les délais de réparation pour les dommages corporels et d'améliorer le contrôle des coûts des dommages matériels tout en augmentant la vitesse de compensation des dommages matériels. Afin d'atteindre ces objectifs, un plan d'assurance obligatoire sans responsabilité a été mis sur pied pour les dommages corporels; ce plan est financé principalement par des revenus des droits d'immatriculation et des permis de conduire et compense 90% des pertes de revenus (jusqu'à un maximum) de toutes les victimes d'accident automobile. Ce plan est public et est administré par la Société d'Assurance Automobile du Québec (SAAQ).

La notion de responsabilité a été maintenue pour les dommages matériels et la couverture pour responsabilité civile est devenue obligatoire. Seule l'assurance pour collision est demeurée facultative. Le secteur privé qui est responsable des dommages matériels, a mis sur pied un système de compensation directe où chaque assureur compense les dommages de ses clients selon le degré de responsabilité établi d'un commun accord par les assureurs impliqués. Des compensations entre les assureurs sont établies en fonction des degrés de responsabilité de leurs clients respectifs. Selon cette entente administrative, il n'y a plus de poursuites permises entre assureurs mais un assuré non satisfait des compensations reçues peut poursuivre son assureur ou toute partie qu'il croit responsable. Ces arrangements administratifs ont été mis sur pied pour réduire les délais de compensation et les coûts administratifs, deux objectifs visés par la réforme de 1978 (Boyer et Dionne (1987), Fluet et Lefebvre (1990)).

Une critique du régime de 1978 touchait la tarification de l'assurance. Le secteur privé a maintenu une tarification traditionnelle basée sur la classification des risques et la prise en compte de l'expérience passée des individus. Cette double dimension permet d'établir les primes en fonction des risques individuels (équité et anti-sélection) et d'inciter les conducteurs à la prudence (risque moral) (Dionne, Vanasse (1992), Lemaire (1996), Chassagnon, Chiappori (1996), Dionne, Gouriéroux, Vanasse (1995)). Par contre, la tarification publique mise en place en 1978, était uniforme, indépendante des risques individuels et non incitative (Boyer et Dionne (1987), Devlin (1992) et Gaudry (1992)).

En décembre 1992, la SAAQ a introduit une nouvelle tarification de l'assurance publique basée sur les points d'inaptitude accumulés et les révocations de permis de conduire. Un tel système de tarification améliorera la sécurité routière s'il incite les individus à être plus prudents. Déjà, Boyer et Dionne (1989) ont montré que les points d'inaptitude accumulés sur deux ans étaient significatifs pour prédire les accidents de l'année courante à l'aide d'un modèle probit. Ils ont aussi vérifié que le nombre de suspensions de permis accumulées sur l'année précédant le renouvellement de permis était significatif pour expliquer les nombres d'accidents durant l'année suivante.

Ces résultats ont été confirmés par des études ultérieures, en particulier par Boyer, Dionne et Vanasse (1992) qui ont montré que les résultats étaient robustes à l'utilisation de différents modèles économétriques dont ceux de la famille des modèles de comptage. (Voir également Dionne et al. (1996) pour une application aux nouveaux conducteurs).

L'intérêt de ces premiers résultats est qu'ils permettent de vérifier une condition nécessaire à l'établissement d'un système de tarification basé sur l'expérience passée. En effet, si les points d'inaptitudes et les révocations suspensions accumulés ne représentent pas une statistique suffisante pour approximer les activités de prévention courantes, ils ne peuvent pas être utilisés comme variables de tarification. Par contre, ces résultats ne permettent pas de conclure sur l'efficacité d'une telle intervention sur la sécurité routière. En effet, ils n'indiquent pas qu'une politique de tarification particulière va modifier le comportement de conduite des détenteurs de permis.

L'objectif de notre recherche est d'évaluer l'effet du changement de tarification de 1992 sur la sécurité routière. Nous voulons aussi vérifier si la nouvelle tarification est plus équitable dans le sens qu'elle fixe les primes d'assurance individuelles en fonction des risques individuels. Finalement nous voulons vérifier l'aspect non-linéaire du système de tarification. En effet, le système actuel prévoit qu'un détenteur de permis de conduire aura une révocation de son permis s'il accumule quinze points (au lieu de douze avant 1990). De plus, la tarification d'assurance de la SAAQ augmente de façon significative les primes en fonction des points accumulés. Il est donc raisonnable d'anticiper qu'un conducteur ayant accumulé dix points, par exemple, devienne plus prudent pour éviter ces pénalités supplémentaires. Ce type d'anticipation devrait impliquer que la pente de la relation accidents-points d'inaptitudes ne soit pas une constante.

Notre article a la structure suivante. Après avoir présenté un modèle de comportement optimal d'un assureur type en présence de risque moral, la section 3 discute des difficultés méthodologiques associées à notre projet. La section 4 présente les données et les variables alors que la section 5 propose différents modèles économétriques qui permettent de tenir compte de l'aspect panel des données utilisées. La section 6 discute des principaux résultats et une conclusion est donnée à la section 7.

2. Modèle théorique de comportement optimal de l'assureur

Nous considérons un marché d'assurance composé d'un monopoleur public et d'un grand nombre d'agents différents. L'assurance est obligatoire ce qui élimine le problème de l'antisélection (Dionne et Doherty, 1992). Par contre, le risque moral est potentiellement présent étant donné que l'assureur ne peut observer les activités de prévention d'accidents des assurés (Arnott (1992) et Winter (1992)). De plus, les caractéristiques non observables des assurés peuvent affecter leurs comportements de prévention optimal (Chassagnon et Chiappori, 1995).

Dans cette recherche nous nous limitons au risque moral ex-ante, c'est-à-dire celui associé aux activités de prévention des accidents. L'objectif de cette section est de montrer qu'une politique de tarification de l'assurance en fonction de l'expérience passée augmente les incitations à la prévention comparativement à une politique de tarification et de compensation qui considèrent tous les risques comme étant identiques. Cet exercice est une extension des modèles de risque moral avec un nombre fini de périodes (Lambert (1983) et Rogerson (1985)) qui montrent que l'utilisation de la mémoire augmente le bien-être dans une relation contractuelle de long terme avec plein engagement du principal (l'assureur) au contrat. Il est aussi connu que si nous tenons compte des activités d'épargne des agents, les gains nets d'écrire des relations de long terme peuvent être nuls ou même négatifs. Par contre, sous l'hypothèse de plein engagement du principal au contrat et si, comme dans notre environnement, les problèmes d'épargne ne sont pas trop importants (ce qui peut revenir à supposer que les agents ont une fonction d'utilité CARA), des contrats de long terme avec mémoire peuvent permettre d'atteindre le même niveau de bien-être que celui correspondant à une série de contrats de court terme optimaux (Chiappori et al. 1994). Notre objectif est de comparer l'allocation des ressources d'un contrat de long terme ayant ces caractéristiques d'optimalité (après 1992) à l'allocation des ressources d'un contrat de long terme non-optimal ou sans mémoire (avant 1992).

Considérons un modèle simple sur deux périodes qui peut être généralisé à un nombre fini de périodes facilement. À chaque période l'agent (ou l'assuré) demande une converture d'assurance et produit de la prévention contre les accidents. Limitons-nous, pour fins d'exposition à deux états de la nature $j = A,N$ pour chaque période $i = 1,2$ où A est utilisé pour "accident" et N pour "non-accident". À chaque période, l'assuré fait face à une variable aléatoire $\tilde{l}_{ij}$ qui peut prendre deux valeurs. Nous supposons qu'il y a un engagement de l'assureur à respecter les termes du contrat initial. Au début de la première période il propose un contrat sur deux périodes et l'assuré répond en choisissant le niveau d'effort approprié ou optimal. Dans l'état de la nature accident, l'assuré a une perte monétaire $\tilde{l}_{iA} = l_i > 0$ qu'il peut couvrir par une quantité d'assurance $0 \leq q_i \leq l_i$. Cet état a une probabilité $p_{iA}(a_i)$ où a_i est une variable qui mesure les activités de prévention de l'assuré. Les activités de prévention ne sont pas parfaitement observables par l'assureur. L'état non-accident a donc une probabilité $p_{iN}(a_i)$ ou $\left(1 - p_{iA}(a_i)\right)$ et est caractérisé par une perte monétaire nulle : $\tilde{l}_{iN} = 0$. L'action de l'assuré (prévention) réduit la probabilité d'accident $\left(p'_{iA}(a_i) < 0\right)$ et augmente celle de non-accident $\left(p'_{iN}(a_i) > 0\right)$. Par ses activités de prévention l'assuré réduit son espérance mathématique de perte. Il s'agit donc d'un changement de premier ordre classique dans la littérature sur le risque moral (Holmstrom (1979), Shavell (1979), Pauly (1974)). De plus, nous supposons que l'assuré ne peut affecter le support de la distribution ce qui empêche le principal (ou l'assureur) de déterminer parfaitement l'action effectuée en observant les réalisations des états de la nature (Mirrless (1974)).

À chaque période l'assuré paie une prime actuarielle P_i. Puisque nous nous intéressons à modéliser un comportement de tarification optimal de l'assurance en fonction de l'expérience passée de l'assuré, la prime à la deuxième période sera donc fonction du nombre d'accidents accumulés durant la première période. Ex-ante, $P_2\left(\tilde{l}_{1j}\right)$ est une variable aléatoire qui peut prendre deux valeurs : $P_2(l_1)$ et $P_2(0)$. Notre objectif est d'étudier l'évolution de $P_2(l_1)$ et $P_2(0)$ par rapport à P_1 en présence de risque moral. Sans risque moral (a_i observable), les caractéristiques du modèle impliquent que $P_1 = P_2(l_1) = P_2(0)$ ou que la tarification n'est pas une fonction de l'expérience passée. De plus l'agent a la pleine assurance à chaque période $\left(q_i = l_i\right)$. Cette solution peut être obtenue directement en solutionnant le Problème 1 sans les contraintes d'incitations qui ne sont plus nécessaires car le principal peut fixer l'effort de l'agent au niveau désiré à chaque période. Le problème de l'assureur avec risque moral consiste donc à :

<u>Problème 1</u>

$$
\begin{aligned}
\max_{P_1,q_1,P_2,q_2,a_1,a_2} \; & P_1 - p_{1A}(a_1)q_1 + d\left[\sum_j p_{1j}(a_1)\left[P_2\left(\tilde{l}_{ij}\right) - p_{2A}(a_2)q_2\left(\tilde{l}_{ij}\right)\right]\right] \\
& + l\Big\{ \; p_{1N}(a_1)U(W-P_1) + p_{1A}(a_1)U(W-P_1-l_1+q_1) - c(a_1) \\
& + d\left[\sum_j p_{1j}(a_1)\left[p_{2N}(a_2)U\left(W-P_2\left(\tilde{l}_{1j}\right)\right) + p_{2A}(a_2)U\left(W-P_2\left(\tilde{l}_{1j}\right)-l_2+q_2\left(\tilde{l}_{1j}\right)\right)\right] - c(a_2)\right] - \overline{U} \; \Big\} \\
& + m_1\Big\{ \; p'_{1A}(a_1)\left[U(W-P_1-l_1+q_1) - U(W-P_1)\right] - c'(a_1) \\
& + d\sum_j p'_{1j}(a_1)\left[p_{2N}(a_2)U\left(W-P_2\left(\tilde{l}_{1j}\right)\right) + p_{2A}(a_2)U\left(W-P_2\left(\tilde{l}_{1j}\right)-l_2+q_2\left(\tilde{l}_{1j}\right)\right)\right] \; \Big\} \\
& + m_2 d\left\{\sum_j p_{1j}(a_1)\left[p'_{2A}(a_2)\left[U\left(W-P_2\left(\tilde{l}_{1j}\right)-l_2+q_2\left(\tilde{l}_{1j}\right)\right) - U\left(W-P_2\left(\tilde{l}_{1j}\right)\right)\right] - c'(a_2)\right]\right\}
\end{aligned}
$$

Cette formalisation suppose implicitement que l'assureur est neutre au risque (fonction d'utilité linénaire) et que l'assuré est riscophobe $\left(U'(\cdot) > 0\right)$ et $U''(\cdot) < 0$. Elle suppose également que nous sommes dans un cadre principal-agent classique en présence de risque moral c'est-à-dire que le principal maximise ses profits sous contrainte que l'agent accepte le contrat (contrainte de participation avec le multiplicateur l) et est efficace dans la production de la prévention (deux contraintes d'incitation avec les multiplicateurs m_1 et m_2). Ces contraintes sont exprimées sous forme de conditions de premier ordre évaluées à un contrat donné. Il est important de souligner que le choix d'effort optimal durant la première période tient compte des anticipations des effets de la réalisation de la variable $\tilde{l}_{1j}$ (accident, non-accident) pour évaluer les bénéfices totaux de prévention. Nous supposons que toutes les conditions nécessaires à leur utilisation sont respectées (Rogerson, 1985; Jewitt, 1988; Arnott, 1992). Finalement, la formalisation du problème suppose également que l'épargne n'affecte pas les incitations. Pour des conditions suffisantes sur les fonctions $U(\cdot)$ permettant d'appliquer cette hypothèse voir Chiappori et al. (1994).

Pour compléter la notation :

d est un facteur d'actualisation;

$\overline{U}$ est l'utilité de réserve de l'agent sur deux périodes. Elle correspond au niveau de bien-être avec auto-assurance et prévention optimale sans assurance.

$c(a_i)$ est la fonction de coût de l'effort en terme d'utilité. Elle est strictement croissante en $a, \left(c'(a_i) > 0\right)$ et non strictement concave $\left(c''(a_i) \geq 0\right)$. Nous utilisons l'hypothèse classique (Holmstrom (1979)) que la fonction de bien-être de l'agent est additivement séparable entre la richesse et le coût de l'effort.

Les conditions de premier ordre sur les paramètres du contrat p_1 et P_1 donnent:

$$\frac{1}{U'(A_1)} = l + m_1 \frac{p'_{1A}(a_1)}{p_{1A}(a_1)}$$
$$\frac{1}{U'(N_1)} = l + m_1 \frac{p'_{1N}(a_1)}{p_{1N}(a_1)}$$

avec $U'(A_1) \equiv U'(W - l_1 + q_1 - P_1)$ et $U'(N_1) \equiv U'(N - P_1)$. Ce qui correspond aux conditions classiques de permier ordre en présence de risque moral ex-ante (Holmstrom, (1979)). De ces deux conditions nous vérifions que $U'(A_1) > U'(N_1)$, c'est-à-dire une couverture optimale d'assurance inférieure à la perte monétaire $(q_1^* < l_1)$. Étant donné que durant sa première année de contrat l'assuré peut affecter sa probabilité d'accident, une couverture partielle d'assurance l'incite à réduire cette probabilité à un niveau minimal optimal. Mais sa prévention à la première période peut également affecter sa prime d'assurance à la seconde période. Nous pouvons le vérifier en étudiant les conditions de premier ordre qui donnent les valeurs optimales de $q_2(\tilde{l}_{1j})$ et de $P_2(\tilde{l}_{1j})$:

$$\frac{1}{U'(A_{2j})} = l + m_2 \frac{p'_{2A}(a_2)}{p_{2A}(a_2)} + m_1 \frac{p'_{1j}(a_1)}{p_{1j}(a_1)}$$
$$\frac{1}{U'(N_{2j})} = l + m_2 \frac{p'_{2N}(a_2)}{p_{2N}(a_2)} + m_1 \frac{p'_{1j}(a_1)}{p_{1j}(a_1)}$$

pour $j = A, N$ où $A_{2A} \equiv W - l_2 + q_2 - P_2(l_1), N_{2A} \equiv W - P_2(0)\ A_{2N} = W - l_2 + q_2 - P_2(0)$ et $N_{2A} \equiv W - P_2(l_1)$.

En tenant compte des six conditions de premier ordre de façon simultanée, en supposant que $l_2 = l_1$ et en utilisant la notation * pour désigner les valeurs optimales, nous obtenons que :

<u>Résultat 1</u> a) $P_2^*(l_1) > P_1^* > P_2^*(0)$
b) $q_2^*(l_1) < q_1^* < q_2^*(0) < l_2$

Les résultats a) et b) sont obtenues directement des méthodes traditionnelles de preuve du modèle principal-agent (Holmstrom (1979), Lambert (1983)). Il est vérifié que m_1 et m_2 sont des multiplicateurs positifs. Parce que l'assureur veut que l'assuré produise un niveau de prévention élevé, il introduit un mécanisme incitatif optimal reliant la prime et la couverture d'assurance de la deuxième période à la performance observée à la première période mesurée ici par le nombre d'accidents. Le résultat correspond au bonus-malus souvent observé dans différents marchés dont celui de l'assurance automobile. Le résultat b) est moins observé, mais certains assureurs ajustent les franchises offertes en fonction des accidents passés ce qui est expliqué par le modèle présenté dans cette section. Il est important de souligner que ces formes de contrat n'éliminent pas les problèmes d'incitation lorsque le nombre de périodes est fini.

La SAAQ n'ajuste par les taux de couverture en fonction des accidents passés mais, depuis 1992, ajuste les primes à la période t en fonction des points d'inaptitude accumulés à la période (t - 1).

Cette nouvelle politique de tarification va dans la même direction que le résultat 1 a) à l'exception que les points d'inaptitudes sont utilisés à l'encontre des accidents. Ce qui implique que ces points (ou les infractions qui y sont rattachées) sont considérés comme des mesures indirectes des activités de prévention au même titre que les accidents passés. Nous pouvons donc réécrire le Problème 1 en supposant que les infractions au Code de la sécurité routière à la période 1, x_{1k}, peuvent prendre des valeurs entières positives 0, 1, 2, ..., avec une distribution de probabilités $g_{1k}(a_1)$, une fonction des activités de préventions. Il est à noter que les x_{1k} peuvent être également interprétés comme des points d'inaptitude accumulés. Nous pouvons donc réécrire le Problème 1 de la façon suivante:

Problème 2

$$\begin{aligned}
&\max P_1 - p_{1A}(a_1)q_1 + d\sum_k g_{1k}(a_1)\left[P_2\left(\tilde{x}_{1k}\right) - p_{2A}(a_2)q_2\left(\tilde{x}_{1k}\right)\right] \\
&+ l\Big\{ \; p_{1N}(a_1)U(W-P_1) + p_{1A}(a_1)U(W-P_1-l_1+q_1) - c(a_1) \\
&+ d\left[\sum_k g_{1k}(a_1)\left[p_{2N}(a_2)U\left(W-P_2\left(\tilde{x}_{1k}\right)\right) + p_{2A}(a_2)U\left(W-P_2\left(\tilde{x}_{1k}\right)-l_2+q_2\left(\tilde{x}_{1k}\right)\right)\right] - c(a_2)\right] - \overline{U} \;\Big\} \\
&+ m_1\Big\{ \; p'_{1A}(a_1)\left[U(W-P_1-l_1+q_1) - U(W-P_1)\right] - c'(a_1) \\
&+ d\sum_k p'_{1k}(a_1)\left[p_{2N}(a_2)U\left(W-P_2\left(\tilde{x}_{1k}\right)\right) + p_{2A}(a_2)U\left(W-P_2\left(\tilde{x}_{1k}\right)-l_2+q_2\left(\tilde{x}_{1k}\right)\right)\right] \;\Big\} \\
&+ d\, m_2\left\{\sum_k g'_{1k}(a_1)\left[p'_{2A}(a_2)\left[U\left(W-P_2\left(\tilde{x}_{1k}\right)-l_2+q_2\left(\tilde{x}_{1k}\right)\right) - U\left(W-P_2\left(\tilde{x}_{1k}\right)\right)\right] - c'(a_2)\;\right]\right\}
\end{aligned}$$

Les conditions de premier ordre correspondantes se lisent :

$$\frac{1}{U'(A_1)} = l + m_1\frac{p'_{1A}(a_1)}{p_{1A}(a_1)}$$

$$\frac{1}{U'(N_1)} = l + m_1\frac{p'_{1N}(a_1)}{p_{1N}(a_1)}$$

$$\frac{1}{U'(A_{2k})} = l + m_2\frac{p'_{2A}(a_2)}{p_{2A}(a_2)} + m_1\frac{g'_{1k}(a_1)}{g_{1k}(a_1)} \qquad (1)$$

$$\frac{1}{U'(N_{2k})} = l + m_2\frac{p'_{2N}(a_2)}{p_{2N}(a_2)} + m_1\frac{g'_{1k}(a_1)}{g_{1k}(a_1)}$$

où $A_{2k} \equiv W - l_2 + q_2\left(\tilde{x}_{1k}\right) - P_2\left(\tilde{x}_{1k}\right)$ et $N_{2k} = W - P_2\left(x_{1k}\right)$. Ces conditions permettent de dériver directement le deuxième résultat théorique important pour notre application empirique:

Résultat 2

a) $P_2^*\left(x_{1k}\right)$ est une fonction croissante de x_{1k} .

b) $q_2^*\left(x_{1k}\right) < l$ est une fonction décroissante de x_{1k}.

La preuve de ce résultat est présentée dans Dionne et Vanasse (1997). Nous vérifions que l'accumulation d'infractions au Code de la sécurité routière à la première période affecte la couverture d'assurance et la prime à la seconde période.

La Société d'Assurance Automobile du Québec (SAAQ) n'ajuste pas les couvertures d'assurance en fonction des infractions accumulées à la période précédente. Par contre, la contribution d'assurance sur les permis de conduire est fonction de l'expérience passée. Le résultat théorique 2*a* nous indique que cette forme de tarification est optimale pour inciter les conducteurs à être prudents si le ratio $\frac{g'_{1k}(a_1)}{g_{1k}(a_1)}$ n'est pas une constante.

Étant donné que a_1 n'est pas observable, il est difficile de vérifier directement cette condition. Par contre, nous pouvons vérifier le caractère incitatif de la nouvelle tarification en comparant l'évolution des infractions accumulées avant et après la réforme de 1992. En effet, nous pouvons vérifier si l'introduction de la tarification actuelle a affecté l'accumulation du nombre d'infractions individuelles.

Nous pouvons aussi vérifier si la nouvelle tarification a affecté la distribution des accidents. En d'autres termes, est-ce que le lien statistique infractions-accidents proposé dans notre modélisation est significative. En introduisant le Problème 2, nous avons substitué $g_{1k}\left(a_1\right)$ à $p_{1k}\left(a_1\right)$ parce que la SAAQ n'utilise pas les accidents passées pour ajuster les primes mais les points d'inaptitude. Il est donc important de vérifier si cette substitution est acceptable du point de vue statistique. Une façon d'y arriver est de vérifier si le changement de tarification de 1992 a eu un impact sur les distributions individuelles d'accidents et d'infractions.

Finalement, nous étudierons l'aspect équitable de cette nouvelle tarification qui consiste à faire payer des droits d'assurance plus élevés à ceux qui représentent des risques plus élevés. Pour mesurer les risques des assurés au début de la période t nous avons utilisé le nombre de points d'inaptitude accumulés à la période (t - 1).

3. Difficultés méthodologiques

3.1 Contrôle de l'environnement

Une première difficulté méthodologique consiste à isoler l'effet du changement de réglementation sur le comportement des conducteurs. Notre échantillon est représentatif de tous les détenteurs de permis de conduire au Québec avant et après la réforme. Mais, plusieurs observations (non nécessairement toutes à la fois, car il s'agit d'un panel avec entrées et sorties) peuvent être influencées (de façons différentes) par d'autres facteurs ou réglementations durant la période étudiée. Par exemple, la réglementation des nouveaux conducteurs a été modifiée au Québec en 1991. Elle affecte le comportement de tous les nouveaux conducteurs durant leurs deux premières années de conduite (Dionne *et al.* , 1996). En effet, les nouveaux conducteurs qui obtiennent leur permier permis de conduire après 1991 ont un permis probatoire. La principale caractéristique de ce permis est que la limite pour se voir révoquer son permis est de dix (10) points au lieu de quinze (15). Les nouveaux conducteurs peuvent donc être de meilleurs conducteurs après 1992 et pour toutes les années subséquentes. Cet exemple illustre bien la nécessité de contrôler les différentes formes de réglementation de l'assurance privée et publique durant la période étudiée. Un autre exemple est le passage de la limite de 12 à 15 points pour tous les conducteurs en janvier 1990. En fait, tous les principaux changements de réglementation touchant la sécurité routière devront être pris en compte, de même que des facteurs d'exposition des risques agrégés qui affectent l'environnement de conduite automobile.

Un autre résultat de la recherche sur les nouveaux conducteurs (Dionne *et al.* , 1996) est que le taux de chômage affecte négativement les taux d'accidents mensuels des nouveaux conducteurs mâles et que le niveau de vente de carburant affecte positivement les taux d'accidents de tous les nouveaux conducteurs. Ces résultats indiquent bien que la conjoncture économique influence également les taux d'accidents. Elle devra donc être contrôlée, même si notre base de données est échantillonale.

Finalement, on peut s'interroger sur le caractère exogène du changement de réglementation de 1992. En effet, l'utilisation d'une varaible muette pour mesurer un changement de réglementation ne représente par de problèmes méthodologiques si ce changement est exogène aux participants du marché. Étant donné que nous avons des données individuelles d'assurés dont les parts de marché sont très petites, nous pouvons facilement supposer que, pour les assurés étudiés, le changement de 1992 était parfaitement exogène.

3.2 Mesure des incitations

Un objectif important de cette recherche consiste à mesurer comment la nouvelle tarification affecte les incitations à la prudence. En présence de risque moral, ces activités de prévention routière ne sont pas observables. Notre hypothèse de travail consiste à utiliser les infractions et les accidents comme mesures indirectes des activités de prévention.

Pour accumuler des infractions il faut commettre une déviation au code de la sécurité routière qui contient une série de règles à suivre pour être un conducteur prudent. Donc obtenir des points d'inaptitude c'est indiquer que l'on effectue des actions de non prévention à certaines dates. Une première hypothèse implicite est que la distribution des infractions, tout comme celle des accidents, est fonction des actions de prévention des conducteurs.

Soit $G(x;a)$ la distribution (continue ici pour simplifier l'exposé) du nombre d'infractions pour un niveau de prévention *a* ayant une densité $g(x;a)$; soit $P(y;a)$ la distribution continue du nombre d'accidents pour un niveau d'action *a* ayant comme densité $p(y;a)$ et soit $H(x,y;a)$ la distribution jointe de *x* et de *y* avec densité $h(x,y;a)$. Un théorème important de Holmstrom (1979) dit que les infractions pourront être utilisées comme signal et améliorer la relation contractuelle principal-agent seulement si la relation suivante est fausse

$$h(x,y,a) = f(x,y)\cdot g(y;a),$$

où de façon équivalente, en utilisant le ratio de vraisemblance monotone, seulement si la relation suivante est fausse

$$\frac{h_a(x,y;a)}{h(x,y,a)} = \bar{k}(y;a)$$

c'est-à-dire si la distribution de *x* n'a pas de valeur informationnelle sur a . En d'autres termes la variable *y* est une statistique suffisante pour la paire (*x*,*y*) par rapport à a : elle donne toutes les informations nécessaires pour inférer l'action *a* et *x* n'ajoute par d'information. Donc une condition nécessaire pour que la variable *x* puisse être utilisée comme signal est qu'elle génère de l'information sur a . Par exemple, si *x* et *y* sont deux variables aléatoires indépendantes $h(x,y,a)$ peut être réécrite

$$h(x,y;a) = g(x;a)\cdot p(y;a),$$

ce qui génère

$$\frac{h_a(x,y;a)}{h(x,y;a)} = \frac{g_a(x;a)}{g(x;a)} + \frac{p_a(y;a)}{p(y;a)}. \tag{2}$$

Cette relation peut être comparée directement à celles utilisées pour calculer les paramètres optimaux du contrat d'assurance dans la section précédente. En effet si on ne tient pas compte des multiplicateurs de Lagrange (m_1 et m_2) et si on adapte la notation de fonctions de densité continues à celle de probabilités discrètes, les relations (1) et (2) contiennent des termes communs très proches. Dans ce cas *x* ne donnera pas d'information sur *a* si et seulement si g_a/g est une constante. Si *g* est fonction de *a* $(g_a \neq 0)$ alors les infractions peuvent être utilisés pour approximer *a* et améliorer la tarification de l'assurance automobile. Il est intéressant de remarquer que *x* et *y* n'ont pas à être statistiquement dépendants pour obtenir le résultat désiré. Étant donné que *a* n'est pas observable, nous ne pourrons pas tester $g_a \neq 0$ ni même $f_a \neq 0$. Nous devons le poser comme hypothèse. Par contre, nous pouvons tester si le changement exogène de réglementation affecte la distribution (*G*) du nombre de points d'inaptitude accumulés et la distribution (*P*) du nombre d'accidents.

Ce test est semblable à un test de laboratoire si nous supposons que l'environnement légal et économique est bien contrôlé. En effet, avec le changement de 1992, le régime d'assurance public est passé d'un système de tarification ne contenant pas de mesure incitative à la prudence à un régime incitatif par la prise en compte des points d'inaptitude pour tarifer l'assurance, tout en laissant les couvertures d'assurance inchangées. Le changement de politique de tarification de 1992 aura donc un effet significatif sur la sécurité routière si et seulement si il réduit les accidents et les infractions accumulées à chaque période, les deux variables étant considérées comme des mesures de risque routier des individus. Par conséquent notre première hypothèse empirique se résume à vérifier:

Hypothèse empirique 1 : Le changement de tarification de 1992 affecte négativement le nombre d'accidents et le nombre d'infractions accumulés durant une période parce qu'il introduit des relations contractuelles de long terme qui mémorisent les points d'inaptitudes pour tarifer.

L'effet sur les accidents est une mesure directe sur la sécurité routière, alors que l'effet sur les infractions accumulées permet de tester si l'utilisation des points d'inaptitude comme mesure d'insécurité routière est valable.

Nous devons maintenant aborder l'aspect "dynamique" du modèle. En fait, la SAAQ n'utilise pas les points d'inaptitude accumulés durant la période courante mais ceux accumulés au cours de la période précédente. Nous sommes en présence d'une tarification bonus-malus avec les points d'inaptitude accumulés comme indicateurs de l'expérience passée plutôt que les accidents accumulés.

Cet aspect supplémentaire permet de tester si la tarification actuelle (après 1992) est équitable du point de vue actuariel. En effet, est-ce que l'utilisation des points d'inaptitude accumulés à la période précédente permet de mesurer adéquatement les risques des individus à la période courante. Nous écrivons donc comme seconde hypothèse à vérifier empiriquement:

Hypothèse empirique 2 : La nouvelle tarification de l'assurance de la SAAQ est équitable du point de vue actuariel si le nombre de points d'inaptitude accumulés à la période précédente affecte de façon croissante et significative les accidents à la période courante.

4. Données et variables

4.1 Données

Afin de réaliser la partie empirique de notre étude, nous avons créé une nouvelle banque de données en collaboration avec la Société d'Assurance Automobile du Québec (SAAQ). Cette banque de données comprend des informations individuelles temporelles. En fait, il s'agit d'un panel couvrant la période du 1er avril 1983 au 31 mars 1994. Le panel est incomplet car des entrées et sorties de l'échantillon sont permises.

Un premier groupe de 40 000 détenteurs de permis de conduire ont été échantillonés aléatoirement, par la SAAQ de la population des détenteurs de permis du Québec du 1er avril 1983. La méthode d'échantillonnage systématique a été utilisée ce qui nous a permi d'obtenir un échantillon représentatif de la population des détenteurs de permis au 1er avril 1983. Ensuite, afin de pouvoir conserver une structure d'âge comprenant suffisamment de jeunes conducteurs, un échantillon aléatoire de 1 000 jeunes nouveaux conducteurs a été ajouté à l'échantillon initial de 1983, à chaque année subséquente.

Pour chaque détenteur de permis échantillonné nous avons des informations (dépersonnalisées) provenant de cinq fichiers (ou domaines) gérés indépendamment à la SAAQ: informations sur les permis de conduire de l'année courante et des informations sur les accidents, les victimes, les infractions au Code de la sécurité routière et les sanctions qui y sont rattachées pour l'année courante et pour les deux années précédantes. Donc pour chaque observation utilisée, nous connaissons les caractéristiques courantes du permis de conduire et des informations sur les accidents (connus à la SAAQ) et les infractions durant l'année courante et durant les deux années précédentes ce qui est nécessaire pour étudier les effets du système de tarification.

Une caractéristique importante de la mise en forme des données pour des fins de recherche est la détermination des dates-charnières. Afin de respecter au mieux le fonctionnement de la SAAQ, nous avons utilisé la date de naissance pour le début de chaque période individuelle et l'année de naissance (paire-impaire) pour les renouvellements à chaque 2 ans, ce qui veut dire que pour chaque observation nous avons deux périodes: la période courante de deux années et la période passée qui correspond également à deux années civiles. Chaque permis (à l'exception du premier permis pour certains individus) est renouvelé selon le nombre pair ou impair de l'année de naissance: ceux qui sont nés à des années paires sont renouvelés à des années paires. Les journées de non validité du permis ont été enlevées. Finalement des données de Statistique Canada ont été utilisées pour tenir compte de l'activité économique.

Cette façon de procéder a généré un échantillon total de 261 096 observations pour notre recherche: 42 498 permis ou individus sont présents au moins une période de deux ans; 41 441 individus sont présents sur plus d'une période de deux ans. En moyenne, un individu fait partie de l'échantillon 6.14 périodes (min =1, max =7).

Une observation est donc un détenteur de permis valide pour une période de deux ans ou moins commençant le jour de son anniversaire à l'année de renouvellement (ou le jour d'obtention du premier permis pour un nouveau conducteur) et se terminant le jour précédant l'anniversaire à l'année du renouvellement.

Il s'agit d'un panel dont les débuts et fins des périodes varient selon les observations avec des sorties aléatoires et des entrées systématiques à chaque année.

4.2 Variables

Les variables explicatives utilisées dans les différents modèles économétriques estimés sont les suivantes. Leur interprétation est donnée en fonction des deux distributions estimées soit celle des infractions au Code de la sécurité routière et celle des accidents.

Dans cet article nous avons choisi d'analyser la distribution des infractions au Code de la sécurité routière plutôt que celle des points d'inaptitude afin de limiter la présentation et l'utilisation des modèles économétriques de panel à des modèles de comptage. Par contre, des résultats (disponibles sur demande) obtenus d'un modèle Probit ordonné pour la distribution des points d'inaptitudes sont semblables à ceux présentés dans cet article.

Variables de permis de conduire

Sexe du détenteur de permis : variable dichotomique prenant la valeur 1 si le conducteur est du sexe masculin. En général, les hommes ont plus d'accidents que les femmes particulièrement lorsque l'exposition au risque n'est pas contrôlée. Un signe positif est donc prédit pour la variable homme dans la régression expliquant la distribution du nombre d'accidents durant une période. La même prédiction est retenue pour la régression sur le nombre d'infractions accumulées durant une période.

Âge au début de la période : 7 classes d'âge différentes variant de la classe 16 ans à celle 65 ans et plus et avec la classe 17 à 19 ans comme classe de référence. Les jeunes conducteurs de moins de 20 ans ont en général plus d'accidents et plus d'infractions que ceux plus âgés. Un signe positif est prédit pour ces groupes d'âge dans les deux modèles.

Région de résidence au moment du renouvellement de permis : 16 régions administratives du Québec avec la région de Montréal comme région de référence. Cette variable tient compte de l'environnement de conduite et d'autres facteurs qui peuvent influencer l'accumulation d'accidents et d'infractions. Nous n'avons pas de prédiction particulière pour ce groupe de variables mais il est connu que les grandes villes (ou les aglomérations urbaines) sont des endroits propices à générer beaucoup de petits accidents et plus d'infractions.

Expérience mesurée par le nombre d'années (mois) depuis l'obtention du premier permis : La catégorie 3 à 5 ans d'expérience est utilisée comme catégorie de référence. Plus d'expérience, à groupe d'âge donné, devrait générer moins d'accidents et moins d'infractions.

Classe de permis : 11 classes non mutuellement exclusives. Certaines classes peuvent être associés à plus d'exposition au risque (véhicules lourds, taxis, ...) et générer plus d'accidents et plus d'infractions.

Variables de conjoncture et d'exposition (indirecte) au risque

Nombre de jours de validité du permis à l'intérieur d'une année civile : cette variable contrôle l'exposition au risque individuelle et les caractéristiques agrégées de l'année.

Taux de chômage : moyennes mobiles de taux mensuels québécois non-désaisonnalisés selon le sexe et les groupes d'âges des détenteur de permis. Plus de chômage devrait générer moins d'activité économique et moins d'accidents et d'infractions. (Source Statistique Canada SDDS 3701 STC (71-001)).

Ventes d'essence sans plomb : moyennes mobiles des ventes mensuelles d'essence sans-plomb au Québec. Un effet positif est prédit pour les deux variables expliquées. (Source Statistique Canada SDDS 2150 STC (45-004)).

<u>Variables pour changements de réglementation et de tarification</u>

Apprenti : Variable indicatrice prenant la valeur 1 après le 14 novembre 1991 et la valeur 0 autrement. Elle est introduite pour tenir compte du fait qu'après cette date, les nouveaux conducteurs ont une période d'apprentissage avec un maximum de 10 points au lieu de 15 pour avoir son permis de conduire révoqué.

Gazette : Variable indicatrice qui prend la valeur 1 durant les périodes succédant l'annonce, dans la Gazette officielle (en mai 1992), de la nouvelle politique de tarification de la SAAQ. Un signe négatif est prédit dans les deux régressions si la nouvelle tarification à un impact positif sur la sécurité routière. L'annonce indiquait que la nouvelle tarification, qui entrait en vigeur en décembre 1992, utiliserait, à partir de cette date, le nombre de points d'inaptitude accumulés au cours des deux dernières années pour tarifier l'assurance automobile privée. Il est donc apparu évident aux détenteurs de permis qu'il leur restait neuf mois pour améliorer leur dossier. Par conséquent, nous prédisons que le coefficient de cette variable aura un signe négatif dans l'équation du nombre d'infractions ce qui implique également un signe négatif dans l'équation du nombre d'accidents, si les infractions sont de bons indicateurs des accidents.

Loi : Variable indicatrice qui prend la valeur 1 pour ceux qui renouvellent leurs permis durant les périodes succédant l'entrée en vigueur de la nouvelle tarification en décembre 1992. Un signe négatif dans les deux équations permettrait de tester le modèle théorique. Ce modèle indique qu'une tarification qui prend en compte l'expérience passée des conducteurs est plus incitative à la prudence routière qu'une politique qui n'en tient pas compte. Par conséquent, la nouvelle politique devrait réduire le nombre de points accumulés durant les périodes qui la suivent et, par conséquent, devrait réduire le nombre d'accidents comparativement à l'ancienne politique de tarification qui était moins incitative.

Janvier 1990 : Variable indicatrice qui prend la valeur 1 pour les périodes succédant le 1er janvier 1990, date à laquelle le nombre total de points pour avoir son permis de conduire révoqué est passé de 12 à 15 points.

Points d'inaptitude accumulés : Nous voulons aussi tester le caractère prédictif du nombre de points accumulés à la période t - 1 sur le nombre d'accidents à la période t étant donné que c'est l'instrument utilisé par la SAAQ. En 1992, on a décidé d'utiliser les points plutôt que les accidents parce que le régime d'assurance public est sans responsabilité, ce qui implique que l'information sur les accidents passés devrait être moins précise que celle sur les points d'inaptitude. En effet, des points sont remis lorsqu'une infraction est commise alors qu'un conducteur peut être impliqué dans des accidents sans avoir commis des infractions au code de la sécurité routière.

La variable est définie selon les catégories utilisées par la SAAQ à des fins de tarification. La catégorie de référence est 0-3 points accumulés sur une période de deux ans. Il est prédit que les autres catégories auront un coefficient avec signe positif et croissant avec le nombre de points accumulés.

Il est important d'ajouter que cette forme de tarification peut contenir également un élément d'équité dans le sens qu'elle fait payer des primes d'assurance plus élevées aux individus qui représentent des risques plus élevés. Nous parlons bien sûr d'équité actuarielle et non nécessairement d'équité sociale. Comme nous l'avons déjà souligné, l'antisélection n'est pas présente dans ce marché car l'assurance est obligatoire. Donc des coefficients pour les catégories de points d'inaptitude supérieures à 0-3, ayant des signes positifs et croissants avec le nombre de points accumulés indiqueraient que la nouvelle politique de tarification est plus équitable, au sens actuariel, qu'une politique de tarification qui chargerait la même prime à tous les conducteurs quelque soit les risques qu'ils représentent.

Suspensions de permis : Finalement nous avons ajouté la variable nombre de suspensions ou de révocations du permis suite à des infractions au code criminel accumulées durant l'année précédant le renouvellement. Un signe positif est également prédit pour cette variable.

5. Les modèles économétriques pour les panels de variables discrètes

Nos données forment un panel. Ce panel est incomplet: les individus ne sont pas tous présents dans l'échantillon un même nombre de périodes. Il y a des sorties de l'échantillon attribuables à des migration interprovinciales, à des décès ou à des non renouvellement de permis pour toutes sortes d'autres causes. Il y a aussi des entrées de nouveaux titulaires de permis. Les entrées et sorties de l'échantillon sont considérées ici aléatoires afin d'éviter l'épineux problème du biais de sélection.

5.1 Les modèles de Poisson

La plupart des modèles économétriques destinés aux variables discrètes (ou de comptage) ont pour point de départ la distribution de Poisson telle que $P(Y_{it} = k) = \exp(-\lambda_{it})\,\lambda_{it}^{k} / k!$, ($k$=0,1,2,...), où $\lambda_{it} = \exp(Z_{it}\,\Pi)$, les indices "*it*" représentent l'observation correspondant à la période t de l'individu i , Y_{it} est le nombre d'accidents, Z_{it} est un vecteur de variables explicatives et Π est un vecteur (de dimension appropriée) de paramètres. Alors, par définition de la loi de Poisson, $E(Y_{it}) = Var(Y_{it}) = \lambda_{it}$. Si Y_{it} est indépendant de $Y_{it'}\,(t \neq t')$ on peut estimer le vecteur de paramètres Π par maximum de vraisemblance. La Log-vraisemblance d'un échantillon composé de N individus sera

$$\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T_i} -\lambda_{it} + Y_{it} Z_{it}\Pi - \ln(Y_{it}) \,. \tag{3}$$

où T_i est le nombre maximal de périodes où l'individu i fait partie de l'échantillon. Dans ce qui suit, afin de ne pas alourdir la notation, T_i sera remplacé par T . Cette Log-vraisemblance est globalement concave et l'estimation des paramètres qui la maximisent est directe. La matrice de variance-covariance des paramètres peut-être obtenue à partir de la matrice des dérivées secondes de (3) évaluée en $\hat{\Pi}$. Puisque $E(Y_j) = \lambda_j = \exp(Z_j \Pi)$, le modèle de Poisson permet une certaine forme d'hétérogénéité : si $Z_j \neq Z_{j'} (j \neq j')$ alors $E(Y_j) \neq E(Y_{j'})$. Toutefois, lorsque le processus étudié est hautement aléatoire, il est fréquent de constater que le modèle de Poisson s'ajuste mal aux données et l'hypothèse d'équidispersion $(E(Y) = V(Y))$ s'avère quelques fois trop restrictive.

L'indépendance entre les différentes observations est une condition nécessaire à l'estimation de (3) par maximum de vraisemblance. Avec des données de panel, il est fréquent que cette hypothèse ne soit pas respectée. (Voir Hsiao (1986) et Baltagi (1995) pour le traitement des panels en général et Hausman, Hall and Griliches (1984) pour les panels de variables discrètes). En effet, avec ce type de données, il est possible de retrouver des effets (modélisés ou non) propres au temps (time-specific effects) ou propres au individus (individual-specific effects). Les premiers sous-entendent la non-indépendance, pour une même période, entre les individus et les seconds impliquent une possible dépendance entre les observations d'un même individu.

La prise en compte et la modélisation de ces effets spécifiques est dictée par la forme du panel (voir Hsiao 1986). Dans notre cas, *N* est grand et *T* est petit. Ceci sous-entend la possibilité d'une modélisation explicite des effets temporels. Les effets propres aux individus ne peuvent cependant pas être modélisés entièrement explicitement; *T* étant "petit", la "qualité" de l'estimation de *N* effets spécifiques est douteuse (incidental parameter problem).

Par analogie avec la terminologie des modèles linéaires de panels, on peut envisager des méthodes où les effets individuels spécifiques sont considérés comme fixes et/ou aléatoires. Les modèles qui suivent sont dérivés de Hausman, Hall et Griliches (1984).

Définissons les effets individuels comme étant, pour un individu, constants dans le temps. Ces effets individuels peuvent être propres à un individu (spécifiques) ou communs à un certain nombre d'individus. Par exemple, le sexe est constant dans le temps mais pas unique à un individu en particulier. À la condition qu'il y ait un nombre suffisant d'individus de chaque sexe, cet effet individuel constant peut être modélisé explicitement.

5.2 Modèle à effets spécifiques aléatoires

Posons $\lambda_{it} = \exp(\beta_0 + X_{it}\beta + W_i\theta)$ où β_0 est un terme constant, X_{it} est un vecteur de variables explicatives observé (et pouvant varier) au temps *t* pour l'individu *i* , W_i est un vecteur de variables (caractéristiques) explicatives <u>invariantes dans le temps pour un individu mais non-spécifiques à celui-ci</u> , (l'introduction de W_i n'est pas essentielle, toutefois, elle permettra une clarification importante dans les sections suivantes), β et θ sont des vecteurs de paramètres de dimensions appropriées. Posons aussi $\tilde{\lambda}_{it} = \lambda_{it}\alpha_i$ où α_i est un effet <u>individuel spécifique</u> supposé aléatoire. Conditionnellement à α_i, X_{it} et W_i,

$$P(Y_{it} = k | \alpha_i, X_{it}, W_i) = \frac{e^{-\tilde{\lambda}_{it}} \tilde{\lambda}_{it}^{k}}{k!}, \qquad (k = 0,1,2,...).$$

Supposons le terme aléatoire a_i distribué selon une loi Gamma de paramètre (d,d) de telle sorte que $E(a_i)=1$ et $V(a_i)=1/d$, et que a_i soit strictement indépendant de X_{it} et W_i , alors

$$P\left(Y_{it},Y_{iZ},\ldots Y_{it}\middle|X_{i1},X_{i2},\ldots,X_{it},W_i\right)=\int_0^\infty \prod_t \frac{e^{-\tilde{l}_{it}}\tilde{l}_{it}^{\;X_{iT}}}{Y_{it}!}f(a_i)da_i$$

$$=\frac{\Gamma\left(\sum_{t=1}^{T}Y_{it}+d\right)}{\Gamma(d)}\cdot\prod_t\left\{\frac{l_{it}}{Y_{it}!}\right\}\frac{d^d}{\left(d+\sum_t l_{it}\right)^{d+\sum_t Y_{it}}} \tag{4}$$

où $\Gamma(\cdot)$ est la fonction gamma telle que $\Gamma(z)=\int_0^\infty t^Z e^{-t}dt$. Ainsi, $E\left(Y_{it}\middle|X_{iT},W_i\right)=l_{it}$ et $V\left(Y_{it}\middle|X_{it},W_i\right)=l_{it}\left(1+l_{it}/d\right)$. Le modèle de Poisson avec effects spécifiques aléatoires permet donc la sur-dispersion $\left(V(Y)>E(Y)\right)$. Pour le modèle de Poisson à effets aléatoires, la log-vraisemblance de l'échantillon est

$$LLF=\sum_{i=1}^{N}\ln\left(\Gamma\left(\sum_t Y_{it}+d\right)\right)-\ln\Gamma(d)+d\ln(d)-\left(d+\sum_t Y_{it}\right)\ln\left(d+\sum_t l_{it}\right)+$$
$$\sum_{t=1}^{T}\left[\ln\left(l_{it}\right)-\ln\left(Y_{it}!\right)\right] \tag{5}$$

Les estimations obtenus par la maximisation (sur b, q et d de (5) ne seront valables que si a_i est strictement exogène (i.e.: $f\left(a_i\middle|X_{it},W_{it}\right)=f(a_i)$).

5.3 Modèle de Poisson à effets fixes

Revenons à la sécification de la section précédente où $\tilde{l}_{it}=l_{it}\cdot a_i$ en supposant a_i fixe. Les (N) paramètres a_i ne peuvent être estimés directement puisque T est petit et fini et N est grand. Hausman, Hall et Griliches (1984) proposent un estimateur de maximum de vraisemblance conditionnel pour le modèle de Poisson à effets fixes. Cet estimateur est conditionnel à $\sum_{t=1}^{T}Y_{it}$, et provient de $P\left(Y_{i1},Y_{i2},\ldots,Y_{iT}\middle|\sum_{t=1}^{T}Y_{it}\right)=\frac{P\left(Y_{i1},Y_{i2},\ldots,Y_{it}\right)}{P\left(\sum_{t=1}^{T}Y_{it}\right)}$.

Puisque Y_{it} suit une loi de Poisson de paramètre $\tilde{l}_{it}=l_{it}a_i$, $\left(\sum_{t=1}^{T}Y_{iT}\right)$ suivra une loi de Poisson de paramètre $\left(\sum_{t=1}^{T}\tilde{l}_{it}\right)$. Ainsi,

$$P\left(Y_{i1},Y_{i2},\ldots,Y_{iT}\left|\sum_{t=1}^{T}Y_{it}\right.\right)=\frac{\prod_{T}\dfrac{e^{-\tilde{l}_{it}}\tilde{l}^{Y_{it}}}{Y_{it}!}}{\dfrac{e^{-\sum\tilde{l}_{it}}\left(\sum\tilde{l}_{it}\right)^{\sum y_{it}}}{\left(\sum_{t}Y_{it}\right)!}}=\frac{\left[\sum_{t}Y_{it}\right]!}{\prod_{t}\left(Y_{it}\right)!}\prod_{T}\left[\frac{\tilde{l}_{it}}{\sum_{t}\tilde{l}_{it}}\right]^{Y_{it}} \tag{6}$$

Puisque $\tilde{l}_{iT}=\exp\left(b_0+X_{iT}b+W_iq\right)a_i$, et $\sum_{t=1}^{T}\tilde{l}_{it}=a_i\exp\left(b_0+W_iq\right)\cdot\left[\sum_{t=1}^{T}\exp\left(X_{it}b\right)\right]$, on peut réécrire (6) comme suit:

$$P\left(Y_{i1},\ldots,Y_{it}\left|\sum_{t}Y_{it}\right.\right)=\frac{\left(\sum_{t}Y_{it}\right)!}{\prod_{T}\left(Y_{it}!\right)}\cdot\prod_{t}\left\{\left(\frac{\exp\left(X_{it}b\right)}{\sum_{t}\exp\left(X_{it}b\right)}\right)\right\} \tag{7}$$

On remarque alors que la distribution conjointe des $Y_{it}\left(t=1,T\right)$ conditionnellement à $\left(\sum_{t}Y_{it}\right)$ ne fait pas intervenir les effets fixes, spécifiques ou non: dans (7), $\left(a_i, W_i\ et\ b_0\right)$ n'interviennent pas dans la caractérisation de la distribution. La vraisemblance qui découle de (7) est similaire à celle d'un modèle logit multinomial où la variable dépendante serait la proportion annuelle du total des accidents sur *T* périodes. Les $\hat{b}$ estimés à partir d'un tel modèle sont convergents mais perdent en efficacité puisque ce sont des estimateurs conditionnels. Cependant, il n'est plus nécessaire dans ce cas de faire des hypothèses sur la distribution de a_i. Il est alors possible de juger de l'adéquation de l'hypothèse d'exogénéité des a_i en comparant les $\hat{b}$ obtenus via le modèle à effets fixes et le modèle à effets aléatoires par un test de Hausman (1978).

5.4 Le modèle binomiale négative

Le modèle de Poisson simple présenté à la section 5.1 imposait l'équidispersion tout en permettant une certaine forme d'hétérogénéité $\left(l_i \neq l_j\ si\ X_i \neq X_j\right)$. Le modèle de Poisson à effets fixes impose lui aussi l'équidispersion. Le modèle de Poisson à effets aléatoires permet la sur-dispersion. Cependant, lorsque les processus étudiés sont hautement aléatoires, il est possible que l'hétérogénéité modélisée (expliquée) par ces processus poissonniens ne soit pas suffisante. Par analogie avec le modèle de Poisson, nous présenterons ici le modèle binomiale négative "général" avant d'exposer ses variantes de panel.

Posons $l_{it}=\exp\left(b_0+X_{it}b+W_iq\right)$ le paramètre de la loi de Poisson et supposons que l_{it} est distribué selon une loi gamma de paramètres $\left(l_{it},w\right)$, tel que $E\left(l_{it}\right)=\exp\left(b_0+X_{it}b+W_iq\right)/w$

et $Var\left(l_{it}\right) = \exp\left(b_0 + X_{it}b + W_{it}q\right)/w^2$. Ainsi, même si $X_{it} = X_{it'}(t \neq t')$, l_{it} peut varier dans le temps pour un même individu en plus de pouvoir varier d'un individu à l'autre. Alors

$$P\left(Y_{it}\right) = \int_0^\infty \frac{e^{-l_{it}} l_{it}^{Y_{it}}}{Y_{it}!} f\left(l_{it}\right) dl_{it}.$$

$$\text{Si } f\left(l_{it}\right) = \frac{w^{l_{it}} l_{it}^{l_{it}-1} e^{-w l_{it}}}{\Gamma\left(l_{it}\right)} \text{ alors}$$

$$P\left(Y_{it}\right) = \frac{\Gamma\left(l_{it} + Y_{it}\right)}{\Gamma\left(l_{it}\right) Y_{it}!} \left(\frac{w}{1+w}\right)^{l_{it}} (1+w)^{-Y_{it}}. \tag{8}$$

Cette distribution est une loi binomiale négative de moyenne l_{iT}/w et de variance $l_{it}(1+w)w^2$. Différents auteurs présentent des paramétrisations différentes mais équivalentes de la distribution binomiale négative. Toutefois, cette paramétrisation utilisée par Hausman et al. (1984) facilite la dérivation des modèles à effets fixes et à effets aléatoires pour les panels. (Voir Gouriéroux, Monfort et Trognon (1984) et Cameron et Trivedi (1986) pour différentes paramétrisations.) Il y a alors sur-dispersion et la distribution de Poisson de la section 5.1 est un cas particulier de (8) lorsque $w \to \infty$.

Ce modèle de Poisson simple faisait en sorte que pour des X constants, l_{it} était constant. Le modèle de Poisson à effets aléatoire lui indiquait que si $X_{it} = X_{it'}(T \neq T')$ alors $\bar{l}_{it} = \bar{l}_{it'}$ et si $X_{it} = X_{jt}$, $\bar{l}_{it} \neq \bar{l}_{it'}$. Le modèle binomiale négative permet une source supplémentaire d'hétérogénéité puisque, pour un même individu, l_{it} varie aléatoirement dans le temps même si $X_{it} = X_{it'}(t \neq t')$.

Les paramètres (b_0, b, q, w) de (8) peuvent être estimés par maximum de vraisemblance. Toutefois, ces estimateurs requièrent la stricte indépendance des observations. S'il y a présence d'effets individuels spécifiques entraînant une corrélation entre les observations propres aux individus, ces estimateurs ne seront pas valables.

5.5 Le modèle binomiale négative à effets fixes

Pour les raisons mentionnées en 5.3, on ne peut estimer directement par maximum de vraisemblance un modèle à effets spécifiques fixes. Cependant, on peut montrer (Hausman et al. (1984)) que conditionnellement à $\left(\sum_{t=1}^{T} Y_{it}\right)$, la distribution de $\left(Y_{i1}, Y_{i2}, \ldots, Y_{it}\right)$ est

$$P\left(Y_{i1}, Y_{i2}, \ldots, Y_{iT} \middle| \sum_t Y_{it}\right) = \left[\prod_T \frac{\Gamma\left(l_{it} + Y_{it}\right)}{\Gamma\left(l_{it}\right) Y_{it}!}\right] \cdot \frac{\Gamma\left(\sum_T l_{it}\right)\left(\sum_T Y_{it}\right)!}{\Gamma\left(\sum_T l_{it} + \sum_T Y_{it}\right)}. \tag{9}$$

Cette distribution conditionnelle fait disparaître les effets spécifiques. Les paramètres de cette distribution peuvent être estimés directement en maximisant la vraisemblance associée à (9).

5.6 Le modèle binomiale négative à effets aléatoires

La loi binomiale négative de la section 5.4 avait pour espérance mathématique l_{it}/w avec w commun à tous les individus à toutes les périodes. Par analogie avec le modèle de Poisson à effets aléatoires, le modèle binomiale négative à effets aléatoires suppose que w est distribué aléatoirement entre les individus. Ainsi, w devient w_i et pour faciliter les manipulations, on supposera que $w_i/(1+w_i)$ dans (6) est distribué entre les individus selon une loi Beta(a,b) telle que

$$f\left(\frac{w_1}{1+w_i}\right)=\left[B(a,b)\right]^{-1}\left(\frac{w_i}{1+w_i}\right)^{a-1}\left(\frac{1}{w_i+1}\right)^{b-1}.$$

Ainsi,

$$P\left(Y_{i1},Y_{i2},\ldots,Y_{it}\right)=\int_0^1\prod_t\left[\frac{\Gamma\left(l_{it}+l_i\right)}{\Gamma\left(l_{it}\right)Y_{it}!}\left(\frac{w_i}{1+w_i}\right)^{l_{it}}\left(1+w_i\right)^{-Y_{it}}\right]f\left(\frac{w_i}{1+w_i}\right)d\left(\frac{w_i}{1+w_i}\right)$$

$$=\frac{\Gamma(a+b)\Gamma\left(a+\sum_t l_{it}\right)\Gamma\left(b+\sum_t Y_{it}\right)}{\Gamma(a)\Gamma(b)\Gamma\left(a+b+\sum l_{it}+\sum Y_{it}\right)}\cdot\prod_t\left[\frac{\Gamma\left(l_{it}+Y_{it}\right)}{\Gamma\left(l_{it}\right)Y_{it}!}\right] \tag{10}$$

Les paramètres (b_0,b,q,a,b) de (10) peuvent être estimés par maximum de vraisemblance. Toutefois, ces estimateurs sont liés à l'hypothèse d'indépendance entre les effets aléatoires (w_i) et les variables explicatives. L'adéquation de cette hypothèse peut être testée en comparant les paramètres (b_0,b,q) du modèle à effets fixes à ceux correspondant du modèle à effets aléatoires via un test de spécification de Hausman (1978).

5.7 Justification du choix des modèles estimés

Tel que souligné à la section 5.3, les estimateurs conditionnels des modèles a effets fixes ont la particularité de ne pas faire intervenir les effets fixes (dans le temps), spécifiques ou non. Par exemple, dans (5), W_i le vecteur des variables explicatives *fixes dans le temps pour un individu mais non spécifiques ou uniques à cet individu* disparaît de l'expression de la distribution conditionnelle. Dans notre cas, le vecteur W_i est formé de caractéristiques individuelles telles que le sexe, les classes de permis et la région de résidence. Il est connu et généralement admis que ces variables ont un pouvoir explicatif certain sur les taux d'accidents individuels. Leur omission dans la caractérisation des distributions des accidents automobiles entraînerait une grave erreur de spécification. C'est pourquoi les résultats qui suivent sont basés sur des modèles à effets aléatoires. Ces modèles à effets aléatoires où interviennent les variables individuelles fixes mais non spécifiques sont des modèles qui peuvent être qualifiés de mixtes.

6. Résultats économétriques

6.1 Résultats reliés à la modélisation économétrique

Le tableau 3 présente des résultats partiels de régressions sur la fréquence des accidents faites sous différentes hypothèses, c.-a-.d. les modèles de Poisson, Poisson à effets aléatoires, binomiale négative et binomiale négative à effets aléatoires. Ces différents modèles ne peuvent pas tous être emboîtés directement. Cependant, certains peuvent l'être. Par exemple, le modèle de Poisson à effets aléatoires a comme cas particulier le modèle de Poisson lorsque le paramètre d de l'équation (3) tend vers l'infini. Ces deux modèles peuvent alors être comparés directement via un test du ratio de vraisemblance. Dans notre cas, la statistique calculée est 2(91211.756-90000.517)=2422.478, favorisant ainsi le modèle de Poisson à effets aléatoires.

Le modèle binomiale négative (6) peut lui aussi mener à la distribution de Poisson par une res triction sur le paramètre w. Il est ainsi possible de comparer ces modèles par l'application d'un test du ratio de vraisemblance. La statistique calculée est 2(91211.756-90681.855)=1059.802. L'hypothèse de Poisson est encore rejetée.

Le modèle binomiale négative à effets aléatoires (8) peut aussi être relié au modèle de Poisson (1) lorsque le paramètre b de la loi Beta tend vers zéro. L'application d'un test du ratio de vraisemblance (statistique calculée est 2534.196) nous force à rejeter la distribution de Poisson.

Ces rejets successifs de la distribution de Poisson nous permettent de conclure que les modèles avec sur-dispersion sont préférés.

Les modèles de Poisson à effets aléatoires, binomiale négative et binomiale négative à effets aléatoires ne peuvent pas êre emboîtés directement. Cependant, on remarque que les vraisemblances associées aux modèles de Poisson à effets aléatoires et binomiale négative à effets aléatoires sont substantiellement plus élevées que celle de la binomiale négative sans effets spécifiques. L'intuition nous porte alors à préférer les modèles à effets spécifiques aléatoires.

6.2 Résultats reliés à la tarification optimale de l'assurance

Commençons par le modèle Binomiale négative à effets aléatoires (Tableau 1) qui estime les paramètres expliquant la probabilité d'accumuler des infractions au Code de la sécurité routière durant une période donnée.

Nous vérifions que les variables Gazette (03/1992) et Loi (12/1992) ont des coefficients négatifs et significatifs, ce qui implique que la nouvelle tarification génère des comportements incitatifs face à la prévention routière. Le même résultat est obtenu dans l'équation accident (Tableau 2) ce qui confirme que la nouvelle tarification réduit également les nombres d'accidents. Les statistiques t associées aux variables de la loi de 1992 indiquent que les coefficients sont significativement différents de zéro. Une autre forme de test consiste à réestimer les deux modèles en omettant ces deux variables (1992) et à comparer les vraisemblances des modèles contraints à celles présentées dans cet article. Les statistiques calculés du ratio de vraisemblance sont respectivement de 88.28 (équation des infractions) et de 34.86 (équation des accidents) ce qui permet de rejeter à un seuil de 99% les modèles contraints. Ce résultat confirme également la théorie que les infractions mesurent bien les actions non-observables des conducteurs. En d'autres termes, ce résultat indique que les infractions sont un signal approprié des actions.

Finalement, notre conclusion sur l'effet de la nouvelle tarification sur la distribution des accidents n'est pas affectée par le choix des modèles estimés. En effet, le tableau 3 indique que les coefficients associés aux mesures législatives sont peu sensibles aux hypothèses retenues quant à la distribution. Par contre, les coefficients des points d'inaptitude accumulés sont beaucoup plus sensibles au fait d'avoir été traités en panel. Cette constatation semble indiquer qu'il y ait une présence d'effets individuels spécifiques permanents et non observables dans l'échantillon. Lorsque le modèle est estimé en panel, l'estimateur est cohérent et tient compte d'une possible autocorélation individuelle.

De plus, les points d'inaptitude accumulés à la période précédente prédisent de façon adéquate les risques des individus dans la période courante. Ce résultat confirme celui obtenu par Boyer et Dionne (1991) et justifie l'utilisation de ces points à des fins de tarification. On remarque, en effet, que ceux qui accumulent plus de points d'inaptitudes à la période précédante ont plus d'accidents à la période courante. De plus, l'ordonnencement des coefficients estimés indique une relation croissante entre le nombre de points d'inaptitude accumulés et le nombre d'accidents.

6.3 Autres résultats

Dans les deux équations, la variable sexe a le signe prédit de même que les catégories de la variable d'âge. Par contre, les jeunes conducteurs de 16 ans ont plus d'accidents que ceux du groupe 17-19 ans alors qu'ils n'ont pas plus de points d'inaptitude. Ce résultat peut être expliqué par le manque d'expérience des jeunes de 16 ans pour éviter des accidents.

Un résultat plus surprenant est celui associé aux régions. On remarque en effet que la plupart des régions ont des effets positifs sur les taux d'accidents individuels comparativement à l'Ile de Montréal alors qu'elles ont des effets négatifs sur l'accumulation des points d'inaptitude. Au moins deux raisons peuvent expliquer ce résultat. D'une part, les accidents ne correspondent pas à tous les accidents mais uniquement à ceux générant un rapport d'accident ce qui élimine les constats à l'amiable et les accidents occasionnant des dommages matériels seulement inférieurs à une certaine limite monétaire. Ces accidents sans dommages corporels ont une probabilité plus grande d'avoir lieu sur le territoire de l'île de Montréal. De plus, ces résultats peuvent également correspondre à des comportements de surveillance des policiers différents selon les territoires.

Des résultats de signes différents sont également obtenus pour les catégories de permis à l'exception des taxis et des motos de 400cc et moins. Pour l'instant nous n'avons pas d'explications détaillées pour ce résultat.

Ceux qui ont un an et moins d'expérience accumulent moins d'infractions que les conducteurs ayant de trois à cinq ans d'expérience alors qu'ils n'ont pas moins d'accidents. Ce résultat peut être expliqué par le fait que les nouveaux conducteurs ont un seuil moins élevé de nombre de points accumulés (10 au lieu de 15) pour avoir une révocation de permis depuis 1991. Par contre nous pouvons moins bien expliquer les résultats des autres catégories des variables de la variable d'expérience.

On remarque que le chômage n'affecte pas les quantités d'infractions et d'accidents alors que les ventes d'essence indiquent bien que plus d'exposition au risque global ou plus d'activité économique engendre plus d'accidents routiers.

7. Conclusion

Le but de cet article était d'évaluer l'effet du changement de tarification de 1992 sur la sécurité routière du Québec. Nos résultats indiquent que le changement de tarification à réduit les nombres d'infractions et les nombres d'accidents, deux variables qui mesurent indirectement la non-prévention routière. De plus, nos résultats indiquent que le nombre de points d'inaptitude accumulés au cours d'une période de deux ans est un bon prédicteur du nombre d'accidents de la période suivante de deux ans ce qui supporte la politique de tarification de la SAAQ. En effet, cette politique en plus d'inciter plus de prudence, fait payer des contributions d'assurance proportionnelles aux risques individuels. En d'autres termes, le changement de 1992 a réintroduit une tarification des risques plus équitable au sens actuariel en faisant payer aux risques élevés des contributions d'assurance plus élevées.

Nos résultats permettent également de vérifier le résultat théorique de la littérature sur le risque moral qui indique que l'utilisation de variables informatives sur les actions des agents (utilisation de la mémoire dans des contrats de long terme) permettent d'améliorer l'allocation des ressources Lambert (1985) et Rogerson (1985). A notre connaissance personne n'a testé auparavant ce résultat théorique. Dans cette recherche nous avons montré comment le passage d'un régime d'assurance sans utilisation de ce type d'information génère moins d'incitations qu'un régime qui l'utilise.

Finalement, cette recherche nous a permi d'estimer des distributions de comptage avec des données de panel. Nous avons vérifié que les résultats sont affectés par le traitement en panel des données. Cette constatation est particulièrement vraie pour la relation entre les accidents courants et les points d'inaptitude accumulés. Toutefois nos résultats sont conditionnels à un certain nombre d'hypothèses (en particulier la stricte exogénéité des effets individuels) qu'il nous a été impossible de vérifier; les modèles à effets fixes étant jugés inappropriés dans notre cas. Cette conclusion met en évidence l'ampleur de la relation d'arbitrage entre la richesse des données de panel et la complexité de leur traitement économétrique.

Tableau 1. Maximum de vraisemblance - Binomiale négative à effets aléatoires - Nombre d'infractions

Variables	Coefficient	Statistique t
Constante	-0.85518	-5.684
Sexe (H=1)	1.11314	81.151
16 ans	0.05461	0.805
17 à 19 ans (omise)		
20 à 24 ans	-0.17552	-4.926
25 à 34 ans	-0.41763	-8.764
35 à 54 ans	-0.72939	-14.754
55 à 64 ans	-1.34215	-24.847
65 ans et plus	-1.93266	-32.440
Bas St-Laurent	-0.38132	-9.777
Saguenay Lac Saint-Jean	-0.16896	-4.942
Québec	-0.09505	-3.943
Mauricie Bois-Francs	-0.15168	-5.755
Estrie	-0.15681	-4.767
Montréal (omise)		
Outaouais	-0.16051	-4.544
Abitibi-Témiscamingue	-0.20352	-4.583
Côte-Nord	-0.11154	-1.994
Nord-du-Québec	-0.27349	-2.294
Gaspé, Iles-de-la-Madeleine	-0.24121	-4.305
Chaudière-Appalaches	-0.26583	-9.297
Laval	0.10462	3.371
Lanaudière	-0.018	-0.621
Laurentides	0.02012	0.722
Montérégie	0.00742	0.384
Classes		
1 Véhicules lourds	0.10964	2.240
2 Autobus 24 passager et plus	0.10154	1.737
3 Camions moins de 4500 kg	0.55323	7.968
4a Véhicule urgence	-0.71514	-6.943
4b Autobus moins de 24 passagers	-0.05858	-0.566
4c Taxis	0.24279	3.855

Tableau 1 (suite). Maximum de vraisemblance - Binomiale négative à effets aléatoires - Nombre d'infractions

Variables	Coefficient	Statistique t
5 Automobile (omise)		
6A Motocyclette (toutes)	0.02357	1.207
6B Moto. 400cc et moins	0.32487	2.467
6C Moto. 125cc et moins	-0.00567	-0.018
6D Cyclomoteur	-1.2909	-3.434
1 ans et moins d'expérience	-0.64584	-9.976
1 à 3 ans d'expérience	-0.08986	-2.706
3 à 5 ans d'expérience (omise)		
5 à 10 ans d'expérience	-0.01866	-0.991
10 ans et plus d'expérience	-0.10742	-4.419
Jours 1983	0.00416	27.777
Jours 1984	0.0015	18.447
Jours 1985	0.00352	25.353
Jours 1986	0.00218	20.241
Jours 1987	0.00344	27.407
Jours 1988	0.00225	16.992
Jours 1989	0.00302	25.814
Jours 1990	0.00249	15.527
Jours 1991	0.00276	25.322
Jours 1992	0.00245	14.004
Jours 1993	0.00206	19.357
Jours 1994	0.00396	18.745
Chômage (% annuel)	0.00538	1.524
Ventes d'essence (10e6 litres)	0.2217	6.219
Flag Gazette (03/1992)	-0.31673	-6.296
Flag Loi (12/1992)	-0.59426	-9.195
Janvier 1990 (15pts)	-0.02202	-0.644
Probatoire (1991)	0.07872	1.032
Paramètre a (loi Beta)	26.90544	19.161
Paramètre b (loi Beta)	1.27357	65.077
Log-Likelihood	-151788.4	
Nombre d'individus	41441	
Nombre d'observations	260039	

Tableau 2. Maximum de vraisemblance - Binomiale négative à effets aléatoires - Nombre d'accidents

Variables	Coefficient	Statistique t
Constante	-0.96022	-4.126
Sexe (H=1)	0.66434	39.967
16 ans	0.15961	2.020
17 à 19 ans (omise)		
20 à 24 ans	-0.14066	-2.852
25 à 34 ans	-0.40817	-6.260
35 à 54 ans	-0.58161	-8.547
55 à 64 ans	-0.68845	-9.351
65 ans et plus	-0.71445	-9.351
Bas St-Laurent	-0.03063	-0.684
Saguenay Lac Saint-Jean	0.24887	6.927
Québec	0.20671	7.805
Mauricie Bois-Francs	0.12006	4.085
Estrie	0.15082	4.016
Montréal (omise)		
Outaouais	0.22198	6.134
Abitibi-Témiscamingue	0.20277	4.368
Côte-Nord	0.2639	4.741
Nord-du-Québec	-0.04961	-0.378
Gaspé, Iles-de-la-Madeleine	-0.07337	-1.169
Chaudière-Appalaches	0.02538	0.763
Laval	-0.04891	-1.324
Lanaudière	0.05067	1.491
Laurentides	0.1004	3.204
Montérégie	0.09258	4.150
Classes		
1 Véhicules lourds	-0.05954	-1.483
2 Autobus 24 passager et plus	0.25087	5.209
3 Camions moins de 4500 kg	-0.06461	-1.037
4a Véhicule urgence	0.19636	2.079
4b Autobus moins de 24 passagers	-0.65465	-7.004
4c Taxis	0.92513	18.157

Tableau 2 (suite). Maximum de vraisemblance - Binomiale négative à effets aléatoires - Nombre d'accidents

Variables	Coefficient	Statistique t
5 Automobile (omise)		
6A Motocyclette (toutes)	-0.00458	-0.205
6B Moto. 400cc et moins	0.32103	2.873
6C Moto. 125cc et moins	0.44548	2.090
6D Cyclomoteur	0.34145	1.028
1 ans et moins d'expérience	0.0569	0.779
1 à 3 ans d'expérience	0.09164	1.999
3 à 5 ans d'expérience (omise)		
5 à 10 ans d'expérience	-0.09605	-3.262
10 ans et plus d'expérience	-0.17958	-5.008
Jours 1983	0.00366	16.599
Jours 1984	0.00222	19.377
Jours 1985	0.00356	17.794
Jours 1986	0.00218	14.392
Jours 1987	0.00317	17.274
Jours 1988	0.00212	10.904
Jours 1989	0.00258	14.746
Jours 1990	0.00192	8.102
Jours 1991	0.00259	15.466
Jours 1992	0.00181	7.128
Jours 1993	0.00211	13.229
Jours 1994	0.00343	11.051
Chômage (% annuel)	-0.00673	-1.352
Ventes d'essence (10e6 litres)	0.22448	4.076
Flag Gazette (03/1992)	-0.39606	-5.074
Flag Loi (12/1992)	-0.54356	-5.513
Janvier 1990 (15pts)	-0.07091	-1.295
Probatoire (1991)	0.0302	0.286
Susp.-rév. Code Criminel	0.25202	6.453
0 à 3 points accumulés 2 ans (omise)		
4 à 7 points accumulés	0.37344	18.601
8 à 12 points accumulés	0.50769	14.444
12 à 14 points accumulés	0.64742	8.743

Tableau 2 (suite). Maximum de vraisemblance - Binomiale négative à effets aléatoires - Nombre d'accidents

Variables	Coefficient	Statistique t
15 points et plus accumulés	0.6494	6.817
Paramètre a (loi Beta)	80.89029	10.203
Paramètre b (loi Beta)	2.26521	30.004
Log-Likelihood	-89944.66	
Nombre d'individus	41441	
Nombre d'observations	260039	

Tableau 3. Résultats partiels reliés aux effets de différentes législations sur les distributions d'accidents (statistiques *t* entre paranthèses)

	Poisson	Poisson effets aléatoires	Binomiale négative	Binomiale négative effets aléatoires
Gazette (03/1992)	-0.4090 (-5.735)	-0.3967 (-5.244)	-0.4242 (-5.667)	-0.3961 (-5.074)
Loi (12/1992)	-0.5635 (-6.235)	-0.5405 (-5.713)	-0.5897 (-6.219)	-0.5436 (-5.513)
Probatoire (1991)	0.0442 (0.448)	0.0307 (0.299)	0.0400 (0.370)	0.0302 (0.286)
Janvier 1990	-0.0751 (-1.430)	-0.0730 (-1.372)	-0.0778 (-1.399)	-0.0709 (-1.295)
0-3 pts (omise)				
4 à 7 points	0.4732 (25.037)	0.3649 (18.861)	0.4798 (23.252)	0.3734 (18.601)
8 à 12 points	0.6649 (20.656)	0.4943 (14.625)	0.6737 (18.699)	0.5077 (14.444)
12 à 14 points	0.8616 (12.115)	0.6323 (8.884)	0.8694 (10.585)	0.6474 (8.743)
15 et plus	0.9287 (10.224)	0.6261 (6.787)	0.9444 (8.866)	0.6494 (6.817)
Log-vraisemblance	-91211.756	-90000.517	-90681.855	-89944.658

8. Références

ALLEN, F. (1985), "Repeated Principal-Agent Relationships with Lending and Borrowing", *Economics Letters* 17, 27-31.

ARNOTT, R. (1992), "Moral Hazard and Competitive Insurance Markets", in: G. Dionne (ed.), Contributions to Insurance Economics , Kluwer Academic Press, 325-359.

BOYER, M. et G. DIONNE (1989), "An Empirical Analysis of Moral Hazard and Experience Rating", *Review of Economics and Statistics* 71, 128-134 (février 1989).

BOYER, M. et G. DIONNE (1987), "Description and Analysis of the Quebec Automobile Insurance Plan", *Canadian Public Policy* 13, 181-195.

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* 67, 279-305.

BOYER, M., DIONNE, G. et C. VANASSE (1992), "Econometrics Models of Accident Distributions", in: G. Dionne (ed.) Contributions to Insurance Economics , Kluwer Academic Press, 169-213.

CAMERON, A.C. et P.K. TRIVEDI (1986), "Econometric Models Based on Count Data: Comparison and Application of Some Estimators and Tests", *Journal of Applied Econometrics* 1, 29-53.

CHASSAGNON, A. et P.A. CHIAPPORI (1995), "Insurance Under Moral Hazard and Adverse Selection: the Case of Pure Competition", cahier Delta no 28.

CHIAPPORI, P.A. (1994), "Théorie des contrats et économétrie de l'assurance: quelques pistes de recherche", miméo, Chaire d'économie et de l'économétrie de l'assurance, EHESS - ENSAE, DELTA.

CHIAPPORI, P.A., MACHO, I., REY, P. et B. SALANIÉ (1994), "Repeated Moral Hazard: The Role of Memory, Commitment, and the Access to Credit Markets", *European Economic Review* 38, 1527-1553.

COOPER, R. (1984), "On Allocative Distortions in Problems of Self-Selection", *Rand Journal of Economics* 15(4), 568-577.

CROCKER, K.J. et A. SNOW (1985), "The Efficiency of Competitive Equilibria in Insurance Markets with Asymmetric Information", *Journal of Public Economics* 26, 207-219.

CROCKER, K.J. et A. SNOW (1986), "The Efficiency Effects of Categorical Discrimination in the Insurance Industry", *Journal of Political Economy* 94(51), 321-44.

DAHLBY, B.G. (1983), "Adverse Selection and Statistical Discrimination: An Analysis of Canadian Automobile Insurance", *Journal of Public Economics* 20, 121-130.

DAHLBY, B.G. (1992), "Testing for Asymmetric Information in Canadian Automobile Insurance", in: G. Dionne (ed.), Contributions to Insurance Economics , Kluwer Academic Press, 423-443.

DELVIN, R.A. (1988), "Liability Versus No-Fault Automobile Insurance Regime: An Analysis of the Experience in Quebec", Ph.D. Dissertation, Department of Economics, University of Toronto.

DELVIN, R.A. (1992), "Liability Versus No-Fault Insurance Regimes: An Analysis of the Experience in Quebec", in: G. Dionne (ed.), Contributions to Insurance Economics , Kluwer Academic Press, 499-520.

DELVIN, R.A. (1993), "Automobile Insurance in Ontario: Public Policy and Private Interests", *Canadian Public Policy* XIX(3), 298-310.

DIONNE, G. et N. DOHERTY (1992), "Adverse Selection in Insurance Markets: A Selective Survey", in: G. Dionne (ed.), Contributions to Insurance Economics , Kluwer Academic Press, 97-141.

DIONNE, G. et C. VANASSE (1992), "Automobile Insurance Ratemaking in the Presence of Asymmetrical Information", *Journal of Applied Economometrics* 7, 149-165.

DIONNE, G., GOURIÉROUX, C. et C. VANASSE (1995), "Evidence of Adverse Selection in Automobile Insurance Markets", texte présenté à la conférence franco-américaine de juin 1995 à Bordeaux.

DIONNE, G., LABERGE-NADEAU, C., MAAG, U., DESJARDINS, D. et S. MESSIER (1996), "Analyse de l'effet des nouvelles règles d'obtention d'un permis de conduire (1991) sur la sécurité routière", miméo, Laboratoire sur la sécurité des transports, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.

DIONNE, G., et C. VANASSE (1997), "Multi-period Contracting and Moral Hazard: An Empirical Evidence" mimeo, Chaire de gestion des risques, HEC-Montréal et Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.

FUDENBERG, D. et J. TIROLE (1990), "Moral Hazard and Renegotiation in Agency Contracts", Econometrica , 58, 1279-1319.

FLUET, C. (1991), "Probationary Periods and Time-Dependent Deductibles in Insurance Markets with Adverse Selection", in: G. Dionne (ed.), Contributions to Insurance Economics , Kluwer Academic Press.

FLUET, C. et P. LEFEBVRE (1990), "L'évolution du prix réel de l'assurance automobile au Québec depuis la réforme de 1978", *Canadian Public Policy* 16, 374-386.

FLUET, C. et F. PANNEQUIN (1995), "Insurance Contracts under Adverse Selection with Random Loss Severity", miméo, Université du Québec à Montréal.

GAUDRY, M. (1992), "Measuring the Effects of the No-Fault 1978 Quebec Automobile Insurance Act with the DRAG Model", in: G. Dionne (ed.) Contributions to Insurance Economics, Kluwer Academic Press, 471-498.

GOURIÉROUX, C., MONFORT, A. et A. TROGNON (1984), "Pseudo Maximum Likelihood Methods: Application to Poisson Models", *Econometrica* 52, 701-720.

GOURIÉROUX, C. et M. VISSER (1992), "A Count Data Model with Unobserved Heterogeniety", Mimeo, CREST, INSEE.

GURMU, S. et P.K. TRIVEDI (1992), "Recent Development in Models of Event Counts: A Survey", Mimeo, University of Virginia.

HAUSMAN, J. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica* 46, 1251-1271.

HAUSMAN, J., HALL, B.H., et GRILLICHES, Z. (1984), "Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship", *Econometrica* 52, 909-938.

HENRIET, D. et J.C. ROCHET (1986), "La logique des systèmes bonus-malus en assurance automobile : une approche théorique", *Annales d'Économie et de Statistique* , 133-152.

HOLMSTROM, B. (1979), "Moral Hazard and Observability", *Bell Journal of Economics* 10, 74-91.

HSIAO, C. (1986), Analysis of Panel Data , Econometric Society Monographs.

JEWITT, I. (1988), "Justifying the First-Order Approuval to Principal-Agent Problems", *Econometrica* 5, 1177-1190.

LAMBERT, R. (1983), "Long-term Contracts and Moral Hazard", *The Bell Journal of Economics* 14, 441-452.

LEMAIRE, J. (1996), Automobile Insurance , Kluwer Academic Publishers, Boston.

MIRRLEES, J. (1976), "The Optimal Structure of Incentives and Authority within the Organization", *The Bell Journal of Economics* 7, 105-131.

PAULY, M.V. (1974), "Overinsurance and Public Provision of Insurance: the Roles of Moral Hazard and Adverse Selection, *Quarterly Journal of Economics* 88, 44-62.

PICARD, P. (1987), "On the Design of Incentives Schemes under Moral Hazard and Adverse Selection", *Journal of Public Economics* 33, 305-331.

PINQUET, J. (1996), "Allowance for Cost of Claims in Bonus-Malus Systems", cahier de recherche 9610 THEMA, Université de Paris X-Nanterre. A paraître dans *Astin Bulletin*.

REA, S.A. (1991), "Insurance Classifications and Social Welfare", in: G. Dionne (ed.), Contributions to Insurance Economics , Kluwer Academic Press.

ROGERSON, W. (1985), "Repeated Moral Hazard", *Econometrica* 53, 69-76.

SHAVELL, S. (1979a), "On Moral Hazard and Insurance", *Quarterly Journal of Economics* 93, 541-562.

SHAVELL, S. (1979b), "Risk Sharing and Incentives in the Principal and Agent Relationship", *The Bell Journal of Economics* 10, 55-73.

WINKELMANN, R. (1994), Count Data Models , Springer-Verlag, Berlin.

WINTER, R.A. (1992), "Moral Hazard and Insurance Contracts", in: G. Dionne (ed.), Contributions to Insurance Economics , Kluwer Academic Press, 61-97.