

# SÉCURITÉ ROUTIÈRE DES FLOTTES ET DES CONDUCTEURS DE VÉHICULES LOURDS

Georges Dionne, Denise Desjardins and Jean-François Angers

Volume 96, Number 3, September 2020

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1087007ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1087007ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Dionne, G., Desjardins, D. & Angers, J.-F. (2020). SÉCURITÉ ROUTIÈRE DES FLOTTES ET DES CONDUCTEURS DE VÉHICULES LOURDS. *L'Actualité économique*, 96(3), 385–431. <https://doi.org/10.7202/1087007ar>

Article abstract

Road safety for fleets and drivers of trucks has been neglected in the insurance literature. This lack is mainly explained by the non-availability of appropriate data. Our contribution has three components: 1) produce statistics on the more current drivers' and fleets' road safety offences using a panel of 20 years of data from Quebec; 2) relate these offences to fleets' accidents; 3) identify and classify the most risky fleets and drivers. Our results show a substantial heterogeneity between fleets and professional drivers in terms of road safety.

## SÉCURITÉ ROUTIÈRE DES FLOTTES ET DES CONDUCTEURS DE VÉHICULES LOURDS\*

Georges Dionne  
*Chaire de recherche du Canada en gestion des risques*  
*HEC Montréal*  
*georges.dionne@hec.ca*

Denise Desjardins  
*Chaire de recherche du Canada en gestion des risques*  
*HEC Montréal*  
*denise.desjardins@cirrelt.ca*

Jean-François Angers  
*Département de mathématiques et de statistique*  
*Université de Montréal*  
*jean-francois.angers@umontreal.ca*

RÉSUMÉ – La sécurité routière des flottes et des conducteurs de véhicules lourds a été fortement négligée dans la littérature de l'assurance. Cette lacune est principalement expliquée par la non-disponibilité de données adéquates. Notre contribution consiste à : 1) inventorier les infractions les plus courantes commises par les conducteurs de véhicules lourds (CVL) et les propriétaires et exploitants des véhicules lourds (PEVL); 2) établir un lien statistique entre les infractions CVL et PEVL et les accidents routiers des flottes de véhicules; 3) identifier et catégoriser les profils des CVL et des PEVL et déterminer les plus à risque sur le plan de la sécurité routière. Nos résultats indiquent qu'il y a beaucoup d'hétérogénéité entre les risques des PEVL et ceux des CVL. La politique de tarification des droits de permis des conducteurs en fonction des points d'inaptitude semble inciter ces derniers à une plus grande prudence, alors que la menace de perte de permis n'est pas

---

\*Recherche financée par la Société de l'Assurance Automobile du Québec, en collaboration avec le Fonds de recherche sur la société et la culture du Québec et le Fonds de recherche santé du Québec. Nous remercions Claire Boisvert pour sa grande contribution dans la préparation de ce document. Nous remercions un arbitre et l'éditeur, Benoit Dostie, pour leurs commentaires.

très incitative, possiblement parce que les conducteurs professionnels ont accès au permis restreint.

**ABSTRACT** – Road safety for fleets and drivers of trucks has been neglected in the insurance literature. This lack is mainly explained by the non-availability of appropriate data. Our contribution has three components : 1) produce statistics on the more current drivers' and fleets' road safety offences using a panel of 20 years of data from Quebec; 2) relate these offences to fleets' accidents; 3) identify and classify the most risky fleets and drivers. Our results show a substantial heterogeneity between fleets and professional drivers in terms of road safety.

## INTRODUCTION

Il existe très peu d'analyses statistiques des risques d'accidents routiers des propriétaires et exploitants de véhicules lourds dans la littérature de l'assurance. Certains auteurs ont étudié les risques des conducteurs de véhicules lourds, sans vraiment évaluer le risque agrégé des flottes de véhicules (Savage, 2011, 2013; Lueck et Murray, 2011; Angers *et al.*, 2006, 2018; Tay, 2005; Desjardins *et al.*, 2021). Dans ces études de risque des conducteurs de véhicules lourds, il est cependant démontré que les propriétaires des flottes peuvent influencer les risques des conducteurs par leur gestion de la sécurité routière.

Depuis 1992, la Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ) utilise les infractions au Code de la sécurité routière pour tarifier l'assurance pour dommages corporels via les paiements des permis de conduire. Pour justifier cette pratique, des analyses des liens statistiques entre les types d'infractions et les taux d'accidents ont été minutieusement effectuées, à l'aide d'instruments statistiques robustes, afin de vérifier si les nombres de points d'inaptitude cumulés ou les nombres d'infractions au Code de la sécurité routière sont bien reliés aux nombres d'accidents. (Boyer *et al.*, 1991). De plus, les coefficients estimés des effets des infractions sur les accidents permettent de vérifier si les points accordés à chaque infraction reflètent bien le risque relatif d'accident que représente cette infraction (Tardif, 2020).

Les deux premiers objectifs de notre recherche consistent à inventorier les infractions les plus courantes commises par les PEVL et les CVL et établir un lien statistique entre les types d'infraction et les types d'accident routier des PEVL.

Le troisième objectif de la recherche consiste à identifier les PEVL et les CVL les plus à risque. Des mesures de prévention plus ciblées pourraient être mises en place par les assureurs et les responsables de la réglementation de la sécurité routière pour mieux inciter les groupes les plus risqués à la prudence. Cette identification permettra également à la Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ) de mieux cibler les récidivistes.

La section suivante présente les méthodologies utilisées et la section 2 décrit les données provenant de la SAAQ. La section 3 discute des résultats statistiques obtenus pour les PEVL et la section 4 analyse ceux obtenus pour les CVL. Ces

deux sections montrent également comment ces résultats peuvent être utilisés pour créer des incitations optimales à la sécurité routière. La conclusion discute des implications de nos résultats pour la gestion optimale de la sécurité routière des flottes de véhicules et propose des extensions à notre recherche.

## 1. MÉTHODOLOGIES

### 1.1 *Les propriétaires et exploitants des véhicules lourds (PEVL)*

Pour réaliser notre recherche, nous avons eu recours à différentes méthodologies, selon les problématiques à étudier. Les données ont été principalement obtenues de la SAAQ et représentent la population des PEVL au Québec au cours de la période 1991-2010, soit 20 ans. Il s'agit de la base de données la plus exhaustive sur le sujet. Nous avons pu relier les transporteurs à leurs conducteurs. Les informations reçues étaient encryptées, ce qui a protégé l'identité des flottes de véhicules et des conducteurs.

Nos analyses des risques relatifs entre les PEVL sont réalisées par taille de flotte, afin de réduire les effets d'hétérogénéité entre les tailles de flottes que nous ne pouvons contrôler, comme la gestion des conducteurs de véhicules lourds par les propriétaires d'entreprise. De plus, puisque nous nous intéressons aux distributions des nombres d'accidents, la probabilité annuelle d'avoir zéro accident est très affectée par la taille d'une flotte de véhicules. Nous utilisons deux types de modèles, dépendant de leur performance relative, pour prédire l'espérance mathématique d'accident en utilisant les paramètres estimés. Nous avons dû regrouper des tailles de flottes lorsque le nombre d'observations pour chaque taille était insuffisant pour estimer les modèles choisis.

Pour chaque taille de flotte (ou groupe de tailles), nous avons estimé les paramètres de la distribution binomiale négative (BN) du nombre annuel d'accidents en fonction des caractéristiques courantes des flottes, des années et des nombres d'infractions conducteurs (CSU) et transporteur (TRP) cumulées l'année précédente. Lorsque le modèle de la BN n'était pas performant pour prédire l'espérance mathématique du nombre d'accidents des flottes de plus grande taille, nous avons procédé en deux étapes. Nous avons d'abord estimé la probabilité d'avoir zéro accident durant une année, puis estimé la distribution binomiale négative en utilisant la probabilité estimée d'avoir zéro accident pour pondérer les zéros de chaque flotte. Pour atteindre notre troisième objectif, nous avons construit des classes de risque en utilisant les résultats d'estimation des modèles pour les flottes de véhicules.

### 1.2 *Modèles statistiques pour les PEVL*

Posons  $Y_{i,t}$  comme étant la variable d'intérêt pour la flotte  $i$  à l'année  $t$ . Par exemple,  $Y_{i,t}$  pourrait représenter le nombre total d'accidents pour la flotte  $i$  de camions lors de l'année  $t$ . Afin de prendre en compte le nombre d'observations égales à 0, nous utilisons un modèle à inflation de zéros (*zero inflated model*

Mullahy, 1986; Lambert, 1992). Ainsi, la probabilité d'observer  $y_{i,t}$  est donnée par :

$$\mathbb{P}(Y_{i,t} = y_{i,t}) = \begin{cases} \pi_{i,t} + (1 - \pi_{i,t})f(0), & y_{i,t} = 0 \\ (1 - \pi_{i,t})f(y_{i,t}), & y_{i,t} = 1, 2, \dots \end{cases} \tag{1}$$

où  $0 \leq \pi_{i,t} \leq 1$ . La fonction  $f(y_{i,t})$  représente une fonction de probabilité sur les entiers  $0; 1; \dots$  (Creel et Loomis, 1990; Pinquet, 2013).

Pour tenir compte de la surdispersion (variance plus grande que la moyenne) du nombre d'accidents  $k$ , nous avons opté pour une fonction de probabilité binomiale négative de type 2 de paramètres  $\lambda$  et  $\alpha$ , c'est-à-dire :

$$f(k) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\frac{1}{\alpha} + k)}{\Gamma(\frac{1}{\alpha})\Gamma(k+1)} \left(\frac{1}{1+\alpha\lambda}\right)^{1/\alpha} \left(\frac{\alpha\lambda}{1+\alpha\lambda}\right)^k, & k = 0; 1; \dots \\ 0, & \text{sinon.} \end{cases} \tag{2}$$

Avec ce modèle, les deux premiers moments (l'espérance mathématique et la variance) de  $Y_{i,t}$  sont donnés par Hausman *et al.* (1984) :

$$\begin{cases} \mathbb{E}[Y_{i,t}] = (1 - \pi_{i,t})\lambda \\ \mathbb{V}[Y_{i,t}] = (1 - \pi_{i,t})\lambda(1 + \alpha\lambda) + \pi_{i,t}(1 - \pi_{i,t})\lambda^2. \end{cases} \tag{3}$$

où  $\alpha$  est le paramètre de sur-dispersion. Lorsque  $\pi_{i,t}$  et  $\alpha$  sont égaux à zéro, le modèle correspond au modèle de Poisson avec un paramètre  $\lambda$ .

Pour relier les différentes variables explicatives, nous utilisons un modèle linéaire généralisé avec une fonction exponentielle pour le paramètre  $\lambda$  de la binomiale négative (Boyer *et al.*, 1992) et avec une fonction Logit pour  $\pi_{i,t}$ . Ainsi, nous avons :

$$\begin{cases} \lambda(\vec{X}) = \exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p), \\ \pi_{i,t}(\vec{Z}) = \frac{\exp(\gamma_0 + \gamma_1 Z_1 + \gamma_2 Z_2 + \dots + \gamma_p Z_p)}{1 + \exp(\gamma_0 + \gamma_1 Z_1 + \gamma_2 Z_2 + \dots + \gamma_p Z_p)}. \end{cases} \tag{4}$$

Les  $X_j$  et  $Z_j$  représentent les différentes variables explicatives. Les paramètres  $(\alpha; \beta_0; \beta_1; \beta_2; \dots; \beta_p; \gamma_0; \gamma_1; \gamma_2; \dots; \gamma_p)$  sont estimés à l'aide de la procédure COUN-TREG de SAS (Edman *et al.*, 2008), qui utilise la méthode du maximum de vraisemblance. Ce modèle est connu sous le nom *Zero Inflated Negative Binomial* (ZINB). C'est un modèle à effets aléatoires.<sup>1</sup>

Si le modèle est bien spécifié, la théorie du maximum de vraisemblance garantit que les estimateurs du modèle BN à effets aléatoires obtenus avec des données de panel sont consistants et asymptotiquement efficaces lorsqu'ils existent (Ca-

---

1. À notre connaissance, il existe très peu de contributions utilisant des effets fixes pour estimer le ZINB. Majo et van Soest (2011) proposent un modèle à effets fixes limité à deux périodes.

meron et Trivedi, 1986; Staub et Winkelmann, 2013). Les spécifications des deux équations peuvent être différentes mais ce n'est pas nécessaire. Nous pouvons supposer que les termes d'erreur entre les deux équations sont indépendants mais, encore une fois, ce n'est pas nécessaire lorsque nous avons un très grand nombre d'observations comme dans cette étude. Staub et Winkelmann (2013) montrent, à l'aide d'une étude Monte Carlo, que même en ne respectant pas les restrictions d'exclusion, nous pouvons obtenir des estimateurs non biaisés si la corrélation n'est pas trop élevée. Afin de réduire les corrélations potentielles, nous avons réalisé une analyse en composante principale pour choisir les facteurs à utiliser dans l'estimation du Logit.

Pour les flottes de petite taille, le nombre d'observations égales à 0 peut très bien être modélisé directement à l'aide d'une binomiale négative (voir équation 2). Pour isoler ce modèle, il suffit de fixer  $\pi_{i,t} \equiv 0$  dans les équations 1, 3 et 4.

### 1.3 Les conducteurs de véhicules lourds (CVL)

Un autre objectif de notre étude est d'analyser les profils de risque dynamiques des conducteurs de véhicules lourds, en établissant un lien entre les points d'inaptitude cumulés et les risques que les conducteurs représentent sur le plan de la sécurité routière. Plusieurs mécanismes incitatifs ont été mis en place au Québec pour réduire les accidents de la route. Pour les conducteurs de véhicules, les principaux sont les amendes, la tarification des permis de conduire selon les points d'inaptitude et la révocation des permis de conduire. Ces mécanismes sont nécessaires pour réduire les effets négatifs de l'asymétrie d'information sur les comportements de conduite d'un véhicule entre les conducteurs et les assureurs, dont la SAAQ (Elvik, 2013; Dionne *et al.*, 2013b,a; Dionne et Liu, 2021; Desjardins *et al.*, 2021).

Jusqu'à maintenant, plusieurs chercheurs ont démontré que cette asymétrie d'information était présente pour les conducteurs de véhicules de promenade (voir Dionne *et al.*, 2011, pour une analyse du régime québécois) mais, à notre connaissance, aucun chercheur n'a analysé le comportement dynamique des conducteurs de véhicules lourds. L'étude du comportement des conducteurs de véhicules lourds introduit deux nouvelles problématiques. D'une part, ces conducteurs travaillent pour un employeur qui a lui-même ses préoccupations de sécurité routière, qu'il doit pondérer avec celles de rentabilité de son entreprise. L'investissement en sécurité routière est coûteux pour les transporteurs (propriétaires et locataires de véhicules) et fait partie de leur ensemble de préoccupations de gestion des risques. Mais une fois bien géré, cet investissement peut être rentable à long terme.

La seconde problématique réside dans le fait que les conducteurs de véhicules lourds sont aussi des conducteurs de véhicules de promenade et qu'il est difficile de séparer les deux rôles avec la gestion des permis à points. Par exemple, le calcul du nombre de points d'inaptitude maximum pour obtenir une révocation de permis ne fait pas de distinction entre les points cumulés au volant d'un véhicule lourd et ceux cumulés au volant d'un véhicule de promenade. Il en est de même

pour les seuils de changement des droits d'immatriculation du régime public d'assurance automobile. Finalement, les conducteurs de véhicules lourds ont accès au permis restreint, ce qui peut affecter leurs comportements de sécurité routière. Un permis restreint est un permis accordé par un tribunal lorsqu'un conducteur a dépassé la limite de 15 points d'inaptitude. Sans cette décision de tribunal, un conducteur perd son permis de conduire et il doit le regagner en participant à différentes activités de sécurité routière. Le permis restreint permet à un conducteur professionnel d'exercer son travail même s'il a cumulé plus de 15 points d'inaptitude. Il ne peut cependant pas conduire d'autres véhicules. La période d'obtention du permis restreint est très flexible et peut dépasser 12 mois.

Pour atteindre notre objectif de bien comprendre le comportement dynamique des conducteurs de véhicules lourds, nous avons créé une banque de données à partir de fichiers des conducteurs de véhicules lourds. La population étudiée est l'ensemble des conducteurs de véhicules lourds impliqués dans au moins un accident au volant d'un véhicule lourd ou ayant commis au moins une infraction au volant d'un véhicule lourd au cours de la période du 1<sup>er</sup> janvier 1992 au 31 décembre 2010. Nous n'avons pas eu accès à tous les conducteurs professionnels qui avaient zéro accident ou zéro infraction au Code de la sécurité routière, ce qui signifie que le groupe de comparaison pour la variable dépendante n'est pas celui des individus n'ayant pas eu d'accident ou d'infraction CSU, comme dans d'autres études. Les valeurs zéro que nous avons ont été obtenues indirectement ; un conducteur repéré parce qu'il avait une infraction pouvait avoir zéro accident à son dossier, par exemple.

La période d'observation de la variable dépendante de chaque conducteur est définie comme étant la période entre la date du premier ou celle du dernier événement disponible sur la période de l'étude (infractions, accidents). Nous vérifions comment le nombre de points d'inaptitude cumulés au cours des deux dernières années affecte le risque d'avoir le prochain événement. Nous utilisons donc le modèle dynamique à risques proportionnels de Cox (1972) pour estimer les fonctions de risques d'infractions et d'accidents. Ce modèle permet d'identifier, de façon dynamique, les effets incitatifs de la tarification du permis de conduire et du permis à points sur la sécurité routière, puisque que nous utilisons le nombre de points cumulés au moment de chaque événement comme point d'encrage. Dans les paragraphes qui suivent, nous mettons l'emphase sur les conducteurs de BCA (conducteurs de véhicule lourd et de tracteur routier), même si des résultats présentés dans Dionne *et al.* (2015) sont également pour d'autres catégories de conducteurs professionnels de véhicules lourds. Ce choix est essentiellement expliqué par le fait que, pour ce type de véhicules, il a beaucoup plus de conducteurs, un atout pour bien estimer le modèle de Cox.

Le modèle de Cox (1972) permet de séparer l'hétérogénéité non observable des conducteurs des effets incitatifs à la sécurité routière (Dionne *et al.*, 2011). Dans un monde sans incitation à la prudence ou en présence d'hétérogénéité non observable pure, les mauvais risques vont de plus en plus indiquer au régulateur ou

à l'assureur qu'ils sont des mauvais risques, en cumulant des infractions ou des accidents ; cela signifie que la pente mesurant l'effet marginal de nouveaux points sur la probabilité conditionnelle de cumuler des infractions sera toujours non décroissante. En présence d'effets incitatifs, cette pente peut diminuer et même devenir négative, si les effets incitatifs dominent l'effet de l'hétérogénéité non observable. Par exemple, des individus qui ont cumulé trois points d'inaptitude vont peut-être devenir plus prudents, car le prochain point va occasionner un changement de palier de tarification de l'assurance automobile basée sur l'accumulation des points d'inaptitude.

Au cours de notre étude, une frontière importante au Québec est le nombre de sept points cumulés durant une période de deux ans. Les individus qui ont cumulé sept points d'inaptitude se dirigent plus ou moins rapidement vers le seuil de 15 points correspondant à la perte du permis de conduire pour une certaine période. La SAAQ envoie une lettre aux détenteurs de permis qui ont cumulé sept points. Cette lettre informe les détenteurs de permis de leur record et devrait les inciter à être plus prudents pour ne pas perdre leur permis de conduire. Cette pratique change le comportement de certains, mais pas de tous.

#### 1.4 *Modèle statistique pour les CVL*

Dans cette recherche, nous nous intéressons à l'évolution dynamique des risques individuels afin d'isoler les récidivistes. Le modèle de Cox (1972) décrit une relation entre la fonction de risque de commettre une infraction  $\lambda$  et un vecteur de variables explicatives  $X$  et s'écrit, sous forme mathématique :

$$\lambda(t, X) = \lambda_0(t) \exp(\beta'X). \quad (5)$$

Dans l'équation 5,  $\lambda(t, X)$  est la fonction de risque d'infraction au volant d'un véhicule pour un conducteur à la date  $t$ . La composante de régression est désignée par le vecteur  $X$ . Nous avons retenu, comme principales variables explicatives, la date au moment de l'infraction et le nombre de points d'inaptitude cumulés pour des infractions commises au volant d'un camion lourd dans les deux années précédant le moment de l'infraction courante.  $\beta$  est le vecteur des coefficients de la régression ;  $\lambda_0(t)$  est la fonction de risque de base (inconnue) et  $\exp(\beta'X)$  est une fonction de risque qui dépend des caractéristiques du conducteur, et cette dépendance est mesurée par les coefficients  $\beta$ . Un avantage notable de ce modèle est sa capacité d'intégrer les variables dépendantes du temps pour analyser des comportements dynamiques.

Ce modèle ne fait aucune hypothèse concernant la distribution du risque de référence). On parle de risque proportionnel dans la mesure où le ratio des taux de risque ne dépend pas du temps. Pour estimer les risques individuels, nous avons utilisé le modèle conditionnel de Prentice, Williams et Peterson (Prentice *et al.*, 1981). Ce modèle ne modélise pas explicitement la structure de dépendance entre les temps de survie. On a recours à des estimations robustes de la variance pour



tenir compte de la corrélation des observations chez un même conducteur. Le modèle PWP repose sur l'idée qu'un conducteur n'est pas techniquement exposé au risque d'un événement ultérieur tant et aussi longtemps qu'il n'est pas reconnu comme ayant subi tous les événements antérieurs. Pour ce faire, on stratifie les données selon l'ordre des événements. En conséquence, l'ensemble des conducteurs exposés au risque au moment  $t$  pour le  $k^{\text{ième}}$  événement se compose uniquement des conducteurs faisant l'objet de l'étude au moment  $t$  ayant déjà subi  $k - 1$  événements.

Cette méthode définit les intervalles de temps en fonction de la date précise des événements (infractions ou accidents dans notre étude). Par exemple, la première strate est la période qui s'étend de la date du début de la période d'observation jusqu'à ce que le conducteur commette une infraction entraînant des points d'inaptitude, par exemple. La deuxième strate est la période qui s'étend de la première infraction à l'infraction suivante, et ainsi de suite. Les coefficients de régression sont supposés constants à l'intérieur des différentes strates. La vraisemblance du modèle est simplement le produit des vraisemblances intrastrates et elle est maximisée à l'aide de la méthode Newton-Raphson.

## 2. DONNÉES

Pour répondre aux objectifs de notre recherche, la SAAQ nous a fourni une banque de données permettant de suivre dans le temps le comportement des propriétaires, exploitants et conducteurs de véhicules lourds, de 1991 à 2010. Nous avons également les données de la population des véhicules lourds au Québec durant la période étudiée. Dans cet article, nous nous limitons aux camions lourds. Nous insistons sur le fait que toutes les données reçues étaient encryptées pour préserver l'identité des entreprises et des conducteurs.

Le point de départ pour construire cette immense base de données a été l'ensemble des transporteurs inscrits dans le tableau « dossier transporteur routier en date du 31 décembre 2010 ». Les transporteurs figurant dans ce dossier sont ceux qui figuraient dans le dossier des transporteurs avant l'entrée en vigueur de la loi sur les PEVL, inscrits au registre des PEVL de la CTQ depuis sa création et possédant au moins un véhicule lourd. Les cas des numéros d'identification personnelle (NIP) invalides ou fusionnés ont été analysés et les données pertinentes du dossier personne et du registre des entreprises ont été ajoutées.

Les données relatives aux véhicules et celles du dossier de vérification mécanique des véhicules ont été extraites à partir des NIP précédemment sélectionnés. À partir des NIP, des NIV (numéro d'identification d'un véhicule) et des plaques d'immatriculation précédemment sélectionnées, nous avons extrait les accidents, les infractions transporteur et conducteur et les sanctions liées à ces transporteurs, véhicules ou conducteurs.

Afin de permettre d'établir un portrait des conducteurs des PEVL, les informations sur les accidents, infractions, sanctions et données du permis de conduire

figurant au dossier de ces conducteurs ont été ajoutées. À partir de ces événements, les détails des véhicules lourds impliqués non mentionnés précédemment ont été ajoutés.

Le registre des PEVL, tenu par la CTQ et instauré par la loi concernant les PEVL, a également été utilisé. Le processus d'évaluation continue a débuté le 5 avril 2000. Il couvre plusieurs domaines : résultats des inspections en entreprise, événements (accidents, infractions, mises hors service d'un véhicule lourd ou d'un conducteur) survenus dans les deux années se terminant le jour de l'évaluation mais au plus tôt le 1<sup>er</sup> juillet 1999. La Politique d'évaluation continue des conducteurs de véhicules lourds est entrée en vigueur le 1<sup>er</sup> janvier 2011, soit après la date fixée pour la fin de l'étude, le 31 décembre 2010, Elle n'est donc pas prise en compte dans la présente étude.

### 3. RÉSULTATS STATISTIQUES POUR LES PEVL

#### 3.1 *Statistiques descriptives des variables utilisées pour l'analyse statistique des accidents des PEVL*

Nos données couvrent la population entière des flottes de camions lourds et de tracteurs routiers (BCA) au Québec sur 20 ans, soit de 1991 à 2010. Les données détaillées sont présentées dans Dionne et al (2015). Le nombre de PEVL (propriétaires et exploitants de véhicules lourds) est demeuré assez stable sur la période de l'étude : il a subi une légère croissance jusqu'en 1998 pour ensuite revenir à son niveau de 1991 en 2010. Le nombre de PEVL de petite taille a diminué, alors que ceux des autres tailles ont augmenté. Le nombre total de camions lourds au 31 décembre de chaque année est passé de 91 164 en 1991 à 122 423 en 2010.

Il n'y a pas eu de changements majeurs dans l'évolution des activités économiques, si on exclut une baisse dans le domaine de l'agriculture et une augmentation dans les secteurs de la construction et des autres services. Nous avons remarqué une diminution constante du pourcentage des nouveaux PEVL dans le temps pour les années de 1991 à 1999 et une légère augmentation en 1999, suivie d'une diminution en 2000. De 2001 à 2010, le pourcentage des PEVL qui ont débuté des activités au cours de l'année varient de 6,41 à 7,56 pour les années de 2001 à 2010. Les fusions, en revanche, ont augmenté, ce qui semble refléter une certaine consolidation de l'industrie durant la période d'analyse.

TABLEAU 1

ACCIDENTS, ACCIDENTS CORPORELS, INFRACTIONS AU CODE DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE (CSU) DES CVL, INFRACTIONS  
TRANSPORTEUR (TRP) DES PEV

Année	Nb camions lourds au 31 décembre	Nb d'accidents totaux	Nb d'accidents corporels	Nb d'infractions CSU l'année précédente*	Nb d'infractions TRP l'année précédente*	Moyenne d'accidents totaux	Moyenne d'accidents corporels	Moyenne d'infractions CSU	Moyenne d'infractions TRP
1991	91 164	12 958	1 465	7 956	6 281	0,142	0,016	0,087	0,069
1992	91 303	12 325	1 437	6 903	4 518	0,135	0,016	0,076	0,049
1993	92 229	13 166	1 589	7 715	6 453	0,143	0,017	0,084	0,070
1994	96 618	13 861	1 621	8 620	6 111	0,143	0,017	0,089	0,063
1995	97 108	13 506	1 458	10 819	8 563	0,139	0,015	0,111	0,088
1996	97 568	12 042	1 397	11 540	8 550	0,123	0,014	0,118	0,088
1997	102 532	13 451	1 709	12 587	8 992	0,131	0,017	0,123	0,088
1998	105 475	12 599	1 586	11 117	6 551	0,119	0,015	0,105	0,062
1999	104 346	13 707	1 866	11 213	5 303	0,131	0,018	0,107	0,051
2000	105 575	14 635	1 996	10 926	8 252	0,139	0,019	0,103	0,078
2001	105 403	13 474	1 863	8 673	14 086	0,128	0,018	0,082	0,134
2002	107 355	14 079	1 998	14 020	16 309	0,131	0,019	0,131	0,152
2003	110 525	14 398	2 045	12 445	15 710	0,130	0,019	0,113	0,142
2004	113 763	14 366	2 147	12 125	12 401	0,126	0,019	0,107	0,109
2005	116 465	14 466	2 227	12 400	12 983	0,124	0,019	0,106	0,111
2006	116 974	13 085	1 771	7 360	11 603	0,112	0,015	0,063	0,099
2007	118 773	14 030	1 838	8 401	11 319	0,118	0,015	0,071	0,095
2008	118 811	14 079	1 746	10 836	12 745	0,118	0,015	0,091	0,107
2009	118 436	11 646	1 487	10 896	14 169	0,098	0,013	0,092	0,120
2010	122 423	8 838	1 148	9 962	12 723	0,072	0,009	0,081	0,104

NOTE : \* Ceci signifie que les infractions indiquées de l'année  $t$  sont celles de l'année  $t - 1$  pour expliquer les accidents à la date  $t$ .

Le tableau 1 donne les nombres et moyennes d'accidents totaux corporels impliquant un PEVL. La moyenne des accidents totaux a diminué au cours de la période, avec une légère augmentation en 1999, puis une baisse presque continue après cette date. La légère augmentation de 1999 peut être expliquée par un changement dans la source des données, car une telle augmentation est absente dans les rapports de la SAAQ pour les accidents totaux des camions lourds. Notre base de données a été obtenue en deux temps : la première partie, couvrant la période 1991-1998, a été préparée en 1999 et celle couvrant la période 1999-2010 a été préparée durant les années qui ont suivi. Cette différence ne devrait pas affecter les analyses qui suivent sur les distributions d'accidents avec des données individuelles ou non agrégées.

La moyenne des accidents corporels impliquant un camion lourd a légèrement fluctué, même si on observe une augmentation importante en 1999 et une diminution abrupte en 2010. Nous constatons une même stabilité pour les infractions au Code de la sécurité routière (CSU, si on exclut les périodes de grève des policiers en 2005 et 2006). Plusieurs infractions transporteur (TRP) ont augmenté en 2000, pour atteindre un sommet en 2002. Par la suite, on observe une légère diminution de ces infractions dans le temps, mais le niveau est demeuré supérieur à celui des années précédant 2000.

Le tableau A1 donne le détail de l'évolution des principales infractions conducteur (CSU) au cours des 20 années de l'étude. Comme déjà vérifié pour les accidents impliquant des conducteurs de véhicules de promenade, les infractions pour vitesse excessive et celles pour non-arrêt à des feux rouges ou à des panneaux d'arrêt sont les plus significatives pour expliquer les taux d'accidents des conducteurs de véhicules lourds (Angers *et al.*, 2006).

Pour toutes les infractions, à l'exception de celle concernant le panneau d'arrêt, on remarque des baisses importantes en 2005 et 2006, expliquées par la grève des policiers. Les infractions pour vitesse excessive demeurent les plus importantes. Les nouvelles infractions ajoutées en 2001 n'ont pas atteint des volumes importants, de même que celle pour le téléphone cellulaire, ajoutée en 2008.

Maintenant, en abordant les infractions transporteur (TRP) présentées dans le tableau A2, nous observons que plusieurs d'entre elles (équipement, signalisation routière, règles de circulation, heures de conduite, matières dangereuses) ont augmenté de façon importante après 1999, année de l'entrée en vigueur de la réforme. Les infractions plus traditionnelles comme la surcharge, la dimension excédentaire, le mauvais arrimage et la vérification mécanique n'ont pas eu d'évolution importante après la réforme de 1999. Nous avons utilisé des variables des caractéristiques des camions lourds par année comme variables de contrôle dans les différentes analyses des distributions d'accidents.

### 3.2 Résultats des régressions sur les accidents totaux annuels des PEVL

Afin d'estimer les risques relatifs des différents PEVL, nous avons, dans un premier temps, estimé leurs distributions d'accidents sur la période 1991-2010. Pour mieux nous concentrer sur les risques relatifs comparables des PEVL, nous avons procédé à des analyses par taille de flotte. Nous avons dû regrouper les flottes de plus grandes tailles, étant donné que les nombres par taille n'étaient pas suffisants pour bien estimer les paramètres des modèles. Nous avons utilisé toutes les informations disponibles afin de bien contrôler les déterminants pouvant affecter les accidents routiers. Par exemple, nos régressions contiennent des variables sur l'activité économique des transporteurs et sur des caractéristiques des véhicules qu'ils possèdent. Nous avons aussi utilisé les années pour tenir compte de l'évolution temporelle des accidents durant la période d'analyse.

Les tableaux des résultats des régressions de l'étude comprennent 21 régressions, correspondant à différentes tailles de flottes et à différents types de véhicules. Comme déjà indiqué, les choix des modèles statistiques estimés dépendent de la taille des flottes. Comme nous nous intéressons à la distribution annuelle des accidents des flottes, notre point de départ naturel est la famille des distributions de comptage contenant la Poisson et la binomiale négative lorsqu'il y a sur-dispersion (variance supérieure à la moyenne). Pour les petites flottes, nous avons rejeté la distribution de Poisson et retenu la distribution binomiale négative, car le paramètre de sur-dispersion  $\alpha$  était toujours positif. Nous avons aussi estimé, pour ces tailles, la binomiale négative à effets aléatoires pour tenir compte de l'aspect panel des données. Comme les principaux résultats sont essentiellement les mêmes entre les deux modèles, nous utiliserons les résultats de la binomiale négative pour l'interprétation des résultats, même si les résultats des deux modèles sont présentés dans les tableaux.

Puisque la taille de la flotte peut influencer la probabilité annuelle d'avoir zéro accident, nous avons dû adapter notre modélisation pour tenir compte du fait que, pour les flottes de plus grandes tailles, la probabilité d'avoir zéro accident durant une année est très faible. Nous avons aussi observé que le modèle BN n'estimait pas cette probabilité de façon adéquate. Comme mentionné plus haut, pour ces flottes, nous avons estimé les distributions d'accidents en regroupant différentes tailles de flottes. De plus, nous avons tenu compte du fait que les flottes de différentes tailles ont des probabilités différentes d'avoir zéro accident. Ceci nous a obligés à estimer, dans un premier temps, la probabilité d'avoir zéro accident et d'utiliser la probabilité estimée pour pondérer les zéros dans les régressions des distributions d'accidents pour les tailles de flottes de 20 camions et plus. Pour ces tailles de flottes, il a fallu utiliser la distribution binomiale négative avec des surpoids pour les zéros des plus grandes flottes du groupe, afin d'obtenir des nombres prédits d'accidents qui correspondaient aux fréquences observées.

Une partie importante de notre problématique est de vérifier s'il y a une relation statistique entre les accidents et les infractions cumulées. Nous avons utilisé les infractions les plus fréquentes au Code de la sécurité routière (CSU) et au Code

des transporteurs (TRP). Afin de réduire le problème de simultanéité, nous avons utilisé les taux d'infractions cumulées l'année précédente  $t - 1$  dans l'estimation des distributions d'accidents de l'année courante  $t$ .

Les résultats des 21 régressions des accidents totaux sont présentés dans Dionne *et al.* (2015). Nous résumons ces principaux résultats de nos analyses dans les lignes qui suivent et présentons plus en détail les résultats de deux tailles de flottes dans les tableaux 2 et 3.

Les résultats les plus intéressants et les plus stables concernent les nombres d'infractions CSU cumulées par les conducteurs l'année précédente pour expliquer les nombres d'accidents de l'année courante. Pour toutes les tailles de flottes inférieures à 50 camions, les variables excès de vitesse, non-arrêt à un feu rouge ou à un panneau d'arrêt sont significatives à 1 % avec un coefficient positif pour expliquer les nombres d'accidents des flottes de véhicules l'année suivante. Comme anticipé, ce sont les infractions CSU non-arrêt à un feu rouge et à un panneau d'arrêt qui ont les coefficients positifs significatifs les plus élevés. L'infraction non-port de la ceinture de sécurité a un coefficient positif et significatif à 1 % pour toutes les tailles de flottes inférieures à 50 camions, à l'exception de la taille 8, où elle n'est pas significative à 10 %. Pour les flottes de 51 à 150 véhicules, l'infraction non-port de la ceinture de sécurité est non significative, alors que les autres infractions ont des coefficients positifs significatifs à 7 % et mieux. Enfin, pour les tailles de flottes de plus de 150 véhicules, seule l'infraction excès de vitesse est significative avec le bon signe, à 5 %.

Deux facteurs peuvent expliquer la non-significativité de certaines variables CSU pour les plus grandes flottes. Nous avons très peu d'observations dans cette catégorie de flotte : seulement 721 sur toute la période d'analyse pour la catégorie 150 camions et plus, ce qui réduit les degrés de liberté, une dimension importante lorsque nous estimons des modèles non linéaires de cette nature. Il est également possible que les dirigeants des plus grandes flottes exercent un contrôle plus sévère de leurs conducteurs.

Les liens statistiques entre les infractions transporteurs (TRP) d'une année et les accidents de l'année suivante sont moins significatifs que ceux des infractions CSU. Les infractions le plus souvent significatives à 5 %, avec un coefficient positif, sont celles pour la surcharge axiale, la surcharge totale, le mauvais arrimage, la non-vérification mécanique et la non-vérification du véhicule avant le départ. Les infractions pour heures de conduite, matières dangereuses et dimension excédentaire sont significatives avec un signe positif seulement pour les flottes de très petites tailles. Les résultats sont moins stables que ceux des infractions CSU d'une taille à l'autre, mais les infractions les plus régulières avec des coefficients positifs significatifs les plus élevés sont la surcharge axiale, la non-vérification de l'état du véhicule avant le départ, le mauvais arrimage et la non-vérification mécanique. Les années doivent être interprétées en fonction de l'année 1999. On a constaté que les années 2009 et 2010 ont des signes négatifs avec des ordres de grandeur très élevés.

TABLEAU 2

ESTIMATION DU NOMBRE D'ACCIDENTS DES CAMIONS LOURDS DES PEVL DE TAILLE 2

Nom de la variable	Binomiale négative (BN)		BN avec effets aléatoires	
	Coefficient	Pr >  t	Coefficient	Pr >  t
Constante	-1,4214	<0,0001	1,1307	<0,0001
Activité économique du PEVL				
Activité manquante	-0,0674	0,0033	-0,0878	0,0005
Camionnage (référence)	—	—	—	—
Transport de personnes	0,1759	<0,0001	0,1610	<0,0001
Agriculture ou Services relatifs à l'agriculture ou Commerce de gros de produits agricoles ou Pêche et piégeage	-0,6983	<0,0001	-0,7340	<0,0001
Alimentation ou Exploitation du tabac	0,0605	0,0962	0,0650	0,1320
Association et loisirs ou Finances, immobilier et assurances	-0,0950	0,0558	-0,0976	0,0767
Ameublement	-0,0838	0,1572	-0,1012	0,1565
Exploitation du bois et du papier	-0,3846	<0,0001	-0,4064	<0,0001
Construction	-0,3380	<0,0001	-0,3462	<0,0001
Autres	-0,1608	<0,0001	-0,1653	<0,0001
Nombre moyen d'années des véhicules du PEVL	-0,0482	<0,0001	-0,0460	<0,0001
Nombre moyen d'essieux maximums des véhicules du PEVL	0,1171	<0,0001	0,1203	<0,0001
PEVL a débuté au cours de l'année	-0,2768	<0,0001	-0,3231	<0,0001
Nombre d'infractions de surcharge axiale	0,2098	<0,0001	0,1346	<0,0001
Nombre d'infractions de surcharge totale	0,1457	<0,0001	0,1209	<0,0001
Nombre d'infractions de dimension excédentaire	0,0637	0,1442	0,0413	0,3054
Nombre d'infractions d'arrimage	0,2204	<0,0001	0,2080	<0,0001
Nombre d'infractions de matières dangereuses	0,2620	0,0134	0,0397	0,6993
Nombre d'infractions d'heures de conduite	0,1932	0,0001	0,1180	0,0019
Nombre d'infractions de vérification mécanique	0,3297	<0,0001	0,2760	<0,0001
Nombre d'infractions de vérification avant le départ	0,2895	<0,0001	0,2356	<0,0001

TABLEAU 2 (SUITE)

ESTIMATION DU NOMBRE D'ACCIDENTS DES CAMIONS LOURDS DES PEVL DE TAILLE 2

Nom de la variable	Binomiale négative (BN)		BN avec effets aléatoires	
	Coefficient	Pr >  t	Coefficient	Pr >  t
Nombre d'infractions pour excès de vitesse	0,2395	<0,0001	0,1758	<0,0001
Nombre d'infractions feu rouge	0,3899	<0,0001	0,2427	<0,0001
Nombre d'infractions panneau d'arrêt	0,4148	<0,0001	0,3042	<0,0001
Nombre d'infractions ceinture de sécurité	0,3160	<0,0001	0,2482	<0,0001
Année de l'accident prise en compte par des variables dichotomiques				
Paramètre de dispersion	0,9956	<0,0001	—	—
a	—	—	25,9681	<0,0001
b	—	—	2,0112	<0,0001
Nombre de PEVL	32 886		32 886	
Nombre d'observations	110 570		110 570	
Log de vraisemblance	-58 597		-57 841	
AIC	117 283		115 774	
BIC	117 716		116 216	

Statistique	N	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum
Probabilité d'avoir zéro accident	110 570	0,8352	0,0743	0,0342	0,9792
Pourcentage d'observations à zéro	110 570	0,8341	0,3720	0	1,0000
Espérance mathématique d'accident	110 570	0,2104	0,2095	0,0213	27,8920
Nombre moyen d'accidents	110 570	0,2085	0,5498	0	23,0000



TABLEAU 3 (PARTIE 1)

ESTIMATION DU NOMBRE D'ACCIDENTS DES CAMIONS LOURDS DES PEVL DE TAILLES 21 À 50 AVEC LA BN

Nom de la variable	Binomiale négative (BN)		BN avec effets aléatoires	
	Coefficient	Pr >  t	Coefficient	Pr >  t
Constante	-1,7903	<.0001	-1,5258	<.0001
Activité économique du PEVL				
Activité manquante	-0,6327	<.0001	-0,5225	<.0001
Camionnage (référence)	—	—	—	—
Transport de personnes	-0,0337	0,4034	0,0894	0,1258
Agriculture ou Services relatifs à l'agriculture ou Commerce de gros de produits agricoles ou Pêche et du piégeage	-0,5340	<.0001	-0,2814	0,0835
Alimentation ou Exploitation du tabac	-0,0040	0,9352	0,2645	0,0015
Association et loisirs ou Finances, immobilier et assurances	-0,1817	0,0131	0,1406	0,1682
Ameublement	-0,7267	0,1001	-0,2450	0,6659
Exploitation du bois et du papier	-0,5586	<.0001	-0,3444	0,0160
Construction	-0,1741	<.0001	-0,0581	0,3203
Autres	-0,1237	0,0010	-0,0410	0,4909
Nombre moyen d'années des véhicules du PEVL	-0,0142	<.0001	-0,0177	0,0002
Nombre moyen d'essieux maximums des véhicules du PEVL	-0,0482	<.0001	0,0395	0,0042
PEVL a débuté au cours de l'année	-0,2537	<.0001	-0,2311	<.0001
Nombre d'infractions de surcharge axiale	0,0260	<.0001	0,0108	0,0262
Nombre d'infractions de surcharge totale	0,0263	0,0161	0,0193	0,0176
Nombre d'infractions de dimension excédentaire	-0,0098	0,5567	-0,0056	0,6403
Nombre d'infractions arrimage	0,0318	0,1064	0,0113	0,4428
Nombre d'infractions matières dangereuses	-0,0185	0,6387	0,0445	0,1363
Nombre d'infractions heures de conduite	-0,0014	0,9096	0,0084	0,3449
Nombre d'infractions de vérification mécanique	0,0287	0,0565	0,0071	0,4559
Nombre d'infractions vérification avant départ	0,0361	0,1550	0,0315	0,0926

TABLEAU 3 (PARTIE 1) (SUITE)

ESTIMATION DU NOMBRE D'ACCIDENTS DES CAMIONS LOURDS DES PEVL DE TAILLES 21 À 50 AVEC LA BN

Nom de la variable	Binomiale négative (BN)		BN avec effets aléatoires	
	Coefficient	Pr >  t	Coefficient	Pr >  t
Nombre d'infractions pour excès de vitesse	0,0341	<,0001	0,0207	0,0000
Nombre d'infractions feu rouge	0,0761	<,0001	0,0271	0,0159
Nombre d'infractions panneau d'arrêt	0,1056	<,0001	0,0301	0,0199
Nombre d'infractions ceinture de sécurité	0,0873	<,0001	0,0393	0,0020
Année de l'accident prise en compte par des variables dichotomiques				
Paramètre de dispersion	0,4618	<,0001	—	—
a	—	—	7,6711	<,0001
b	—	—	3,9547	<,0001
Nombre de PEVL	1 229		1 229	
Nombre d'observations	6 440		6 440	
Log de vraisemblance	-16 282		-15 248	
AIC	32 655		30 588	
BIC	32 960		30 899	

Statistique	Identification	N	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum
P_0	Probabilité d'avoir zéro accident	6 440	0,1044088	0,0598838	0,000125684	0,4520859
nb_atot0	Pourcentage d'observations à zéro	6 440	0,1237578	0,3293306	0	1,0000000
pred	Espérance mathématique d'accidents	6 440	4,8472516	2,8994031	0,9589564	134,9080728
nb_atot	Nombre moyen d'accidents	6 440	0,2085	4,7569876	0	76,0000000

TABLEAU 3 (PARTIE 2)

ESTIMATION DU NOMBRE D'ACCIDENTS DES CAMIONS LOURDS DES PEVL DE TAILLES 21 À 50 AVEC LA BN ET LA PRISE EN COMPTE DES EXCÈS DE ZÉROS

Nom de la variable	Binomiale négative (surpoids pour les zéros)	
	Coefficient	Pr >  t
Constante	-1,6082	<,0001
Activité économique du PEVL		
Activité manquante	-0,5212	<,0001
Camionnage (référence)	—	—
Transport de personnes	-0,0687	0,0722
Agriculture ou Services relatifs à l'agriculture ou Commerce de gros de produits agricoles ou Pêche et du piégeage	-0,5687	<,0001
Alimentation ou Exploitation du tabac	-0,0564	0,2221
Association et loisirs ou Finances, immobilier et assurances	-0,2406	0,0005
Ameublement	-0,7985	0,0569
Exploitation du bois et du papier	-0,5845	<,0001
Construction	-0,2054	<,0001
Autres	-0,1244	0,0006
Nombre moyen d'années des véhicules du PEVL	-0,0123	0,0003
Nombre moyen d'essieux maximums des véhicules du PEVL	-0,0611	<,0001
PEVL a débuté au cours de l'année	-0,2194	0,0002
Nombre d'infractions de surcharge axiale	0,0228	<,0001
Nombre d'infractions de surcharge totale	0,0192	0,0542
Nombre d'infractions de dimension excédentaire	-0,0114	0,4481
Nombre d'infractions arrimage	0,0218	0,2281
Nombre d'infractions matières dangereuses	-0,0293	0,4273
Nombre d'infractions heures de conduite	-0,0035	0,7595
Nombre d'infractions de vérification mécanique	0,0264	0,0490
Nombre d'infractions vérification avant départ	0,0245	0,2986

TABLEAU 3 (PARTIE 2) (SUITE)

ESTIMATION DU NOMBRE D'ACCIDENTS DES CAMIONS LOURDS DES PEVL DE TAILLES 21 À 50 AVEC LA BN ET LA PRISE EN COMPTE DES EXCÈS DE ZÉROS

Nom de la variable	Binomiale négative (surpoids pour les zéros)	
	Coefficient	Pr >  t
Nombre d'infractions pour excès de vitesse	0,0278	<,0001
Nombre d'infractions feu rouge	0,0643	<,0001
Nombre d'infractions panneau d'arrêt	0,0885	<,0001
Nombre d'infractions ceinture de sécurité	0,0687	<,0001
Année de l'accident prise en compte par des variables dichotomiques		
Paramètre de dispersion	0,3672	<,0001
<b>Probabilité d'avoir zéro accident</b>		
Constante	-9,6510	<,0001
Camionnage	0,7181	0,0074
Facteur :pevl1	0,1082	0,3027
Facteur :pevl2	-0,2510	0,0162
Facteur :pevl3	-0,0302	0,6738
Facteur :trp1	-4,1327	0,0024
Facteur :trp2	-0,6606	0,1491
Facteur :csu	-2,2247	<,0001
Nombre de PEVL	1 229	
Nombre d'observations	6 440	
Log de vraisemblance	-16 151	
AIC	32 408	
BIC	32 767	

<b>Statistique</b>	<b>Identification</b>	<b>N</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Minimum</b>	<b>Maximum</b>
P_0	Probabilité d'avoir zéro accident	6 440	0,1246566	0,000071441	0,4698065
nb_atot0	Pourcentage d'observations à zéro	6 440	0,1237578	0	1,0000000
pred	Espérance mathématique d'accidents	6 440	4,8047781	0,9669711	87,9478907
nb_atot	Nombre moyen d'accidents	6 440	4,7569876	0	76,0000000

De façon générale, nous sommes satisfaits des résultats obtenus, sauf pour les très grandes flottes de plus de 150 camions, pour lesquelles nous avons très peu de variables significatives du fait que nous avons très peu d'observations.

Ce qui distingue le plus les régressions des tableaux 2 et 3 est la fréquence d'avoir zéro accident pour une flotte. Elle est de 83 % au tableau 2, alors qu'elle n'est que de 12,4 % au tableau 3. Cela justifie clairement l'utilisation d'un modèle d'estimation intégrant cette fréquence dans l'estimation du groupe 21 à 50 véhicules, car le modèle BN ne permet pas de le faire adéquatement. Autrement, l'estimation de la distribution de ces accidents ne respecterait pas les propriétés d'un modèle de comptage. En effet, nous remarquons, dans la première partie du tableau 3, que le pourcentage de zéro accident est beaucoup plus élevé dans l'échantillon (12,4 %) que la probabilité estimée (10,4 %); c'est pourquoi nous utilisons la régression binomiale négative avec un surpoids pour les zéros, obtenu du modèle Logit, pour estimer le modèle dans la deuxième partie du tableau.

Afin de diminuer des corrélations potentielles entre les deux modèles, nous avons utilisé des variables de contrôle obtenues d'une analyse PCA pour estimer la probabilité d'avoir zéro accident à l'aide du modèle Logit. Les résultats sont présentés au bas de la deuxième partie du tableau 3 et les définitions des facteurs utilisés sont dans le tableau A3. Nous remarquons que le pourcentage de zéro accident pour une flotte de l'échantillon est maintenant très proche de la probabilité estimée.

Une autre distinction est la grandeur des coefficients des infractions entre les deux tableaux, même si ceux des infractions CSU sont tous très significatifs dans les deux tableaux. Les coefficients du tableau 2 indiquent une plus grande sensibilité des infractions sur les accidents. Cela peut être expliqué par une plus grande hétérogénéité dans la gestion de la sécurité routière entre les flottes de plus grandes tailles.

Nous avons refait l'exercice pour les accidents avec dommages corporels seulement. Nous nous sommes limités aux tailles de flottes de sept véhicules et moins pour avoir suffisamment d'observations. Les résultats des sept régressions ne sont pas présentés en détail ici. Pour les infractions CSU, les résultats sont robustes au changement de variable dépendante, sauf pour l'infraction non-port de la ceinture de sécurité, qui est significative moins souvent (seulement quatre fois significative au lieu de sept fois pour les accidents totaux). Les variables infractions transporteurs sont aussi moins significatives que pour les accidents totaux. Une seule infraction flotte pour surcharge axiale est significative pour les sept tailles analysées.

### 3.3 *Identification des classes à risque des PEVL*

Nous pouvons maintenant identifier les flottes de véhicules à risque pour la sécurité routière. Les résultats sont présentés au tableau 4 pour certaines tailles de flottes. Pour réaliser cette tâche, nous avons utilisé les résultats obtenus des ré-

gressions précédentes sur les accidents totaux des camions lourds. Après avoir fixé que nous aurions cinq classes de risque par taille de PEVL, nous avons commencé par prédire le nombre d'accidents annuels de chaque PEVL à chaque année où il était présent dans notre base de données, en calculant son espérance mathématique d'accident annuelle : il s'agit de la somme des produits des coefficients estimés des variables dans les régressions et des valeurs des différentes variables des régressions. Nous avons ensuite ordonné les espérances mathématiques d'accident et construit 100 groupes ordonnés de 1 % des observations (centiles).

Pour déterminer le centile de la classe de risque la moins risquée d'une taille de PEVL, nous avons utilisé le pourcentage des PEVL ayant zéro accident. Par exemple, dans le groupe des PEVL à un camion, 93 % des PEVL ont eu zéro accident. Nous avons ensuite placé, dans la première classe de risque, les PEVL ayant les espérances mathématiques les plus faibles jusqu'au centile de 93 %, soit ceux ayant une espérance mathématique moyenne d'accident égale à 8,22 %. Les intervalles de confiance des espérances mathématiques calculées sont rapportés dans Dionne *et al.* (2015).

Il nous restait 7 % de PEVL à classer. Nous avons donc utilisé les sept groupes de 1 % restants, que nous avons classés en quatre classes de risque. Pour fixer les tailles des quatre classes restantes, nous analysons les moyennes d'accidents des sept groupes restants et les classons selon les paliers de nombres d'accidents observés. Une fois les pourcentages du nombre d'observations de chaque classe restante fixés, nous ordonnons les espérances mathématiques d'accident par ordre croissant dans chaque classe. Par exemple, la seconde classe de risque des PEVL de 1 camion contient 3 % des PEVL ayant une espérance mathématique moyenne de 18,89 %, et ainsi de suite. Les PEVL de taille 1 les plus à risque sur le plan de la sécurité routière sont ceux ayant une espérance mathématique moyenne de 49,97 %. Ils sont au nombre de 5 310 sur les 20 ans de l'étude et représentent 1 % des observations. Les flottes de taille 3 les plus à risque d'accident ont une espérance mathématique moyenne (toujours par camion) de 51,46 % et représentent 1,2 % de la population des flottes de camions de cette taille.

TABLEAU 4

CLASSES DE RISQUES DE DIFFÉRENTES TAILLES DE PEVL CALCULÉES AVEC LES ACCIDENTS TOTAUX SUR TOUTES LES ANNÉES

	Classe de risque				
	1	2	3	4	5
<b>PEVL à 1 camion lourd</b>					
Nombre d'observations	491 872	15 872	10 544	5 310	5 310
% des 528 908	93 %	3 %	2 %	1 %	1 %
Nombre moyen d'accidents	0,0836	0,1801	0,2047	0,2480	0,3910
Espérance mathématique d'accident	0,0822	0,1889	0,2217	0,2688	0,4997
Espérance mathématique d'accident par camion	0,0822	0,1889	0,2217	0,2688	0,4997
<b>PEVL à 2 camions lourds</b>					
Nombre d'observations	92 295	12 633	2 343	2 223	1 076
% des 110 570	83 %	11 %	2 %	2 %	1 %
Nombre moyen d'accidents	0,1685	0,3428	0,4285	0,5551	0,8634
Espérance mathématique d'accident	0,1660	0,3410	0,4512	0,5697	1,2262
Espérance mathématique d'accident par camion	0,0830	0,1705	0,2256	0,2849	0,6131
<b>PEVL à 3 camions lourds</b>					
Nombre d'observations	36 079	4 642	5 141	1 792	597
% des 48 251	74,8 %	9,6 %	10,7 %	3,7 %	1,2 %
Nombre moyen d'accidents	0,2601	0,4946	0,5684	0,7991	1,1223
Espérance mathématique d'accident	0,2587	0,4572	0,5789	0,8126	1,5439
Espérance mathématique d'accident par camion	0,0862	0,1524	0,1930	0,2709	0,5146
<b>PEVL de 10 à 20 camions lourds</b>					
Nombre d'observations	4 307	3 344	4 218	2 611	2 555
% des 17 035	25 %	20 %	25 %	15 %	15 %
Nombre moyen d'accidents	1,0697	1,5472	2,1280	2,6032	3,8204
Espérance mathématique d'accident	1,1274	1,5664	1,9974	2,5648	4,1352
Espérance mathématique d'accident par camion	0,1006	0,1299	0,1524	0,1768	0,2586



TABLEAU 4 (SUITE)

CLASSES DE RISQUES DE DIFFÉRENTES TAILLES DE PEVL CALCULÉES AVEC LES ACCIDENTS TOTAUX SUR TOUTES LES ANNÉES

	Classe de risque				
	1	2	3	4	5
<b>PEVL de 21 à 50 camions lourds</b>					
Nombre d'observations	754	1 378	2 003	1 574	781
% des 6 440	12%	21%	31%	24%	12%
Nombre moyen d'accidents	2,1366	3,0965	4,5926	5,8727	8,4609
Espérance mathématique d'accident	2,2397	3,1706	4,2496	5,9051	9,4412
Espérance mathématique d'accident par camion	0,0937	0,1275	0,1549	0,1746	0,2335
<b>PEVL de 51 à 150 camions lourds</b>					
Nombre d'observations	148	571	723	482	144
% des 2 069	7 %	28 %	35 %	23 %	7 %
Nombre moyen d'accidents	5,1824	7,5639	12,062	17,886	23,833
Espérance mathématique d'accident	5,2862	7,8729	11,298	17,603	30,798
Espérance mathématique d'accident par camion	0,0887	0,1246	0,1607	0,1815	0,2581
<b>PEVL de plus de 150 camions lourds</b>					
Nombre d'observations	108	125	236	144	108
% des 721	15 %	17 %	33 %	20%	15%
Nombre moyen d'accidents	10,019	20,504	29,013	40,424	94,722
Espérance mathématique d'accident	10,153	17,918	27,546	45,455	96,354
Espérance mathématique d'accident par camion	0,0505	0,0884	0,1238	0,1541	0,2007

Au tableau 5, nous reprenons l'exercice en modifiant deux aspects. D'une part, nous représentons les classes de risque pour l'année 2010 et non une moyenne pour toutes les années. L'avantage est de donner une vision à plus court terme et plus opérationnelle de la tarification. De plus, les infractions des deux types sont maintenant agrégées dans les régressions. Leurs paramètres sont rapportés dans Dionne et al (2015). Les autres paramètres des régressions ne sont pas rapportés mais sont très similaires à ceux des régressions précédentes. D'une taille de flotte à une autre, nous avons vérifié que les paramètres des infractions agrégés CSU sont plus grands que ceux des TRP, ce qui va dans les sens des résultats des tableaux 2 et 3. Ces paramètres ont été estimés avec les données sur les 20 ans. Cependant, pour le calcul des espérances mathématiques d'accident, nous n'utilisons que les données de 2010 pour les caractéristiques des flottes et celles de 2009 pour les infractions des deux types. Un assureur pourrait donc utiliser des paramètres stables estimés sur plusieurs années (à mettre à jour de temps en temps) pour classer les flottes d'une année à une autre en utilisant les informations courantes et celles de l'année précédente.

Notez aussi que nous utilisons les mêmes centiles que ceux du tableau 4 pour diviser les cinq classes de risque pour des raisons de comparaison, mais aussi pour des raisons de stabilité des résultats. Comme nous n'utilisons que les flottes présentes en 2010, nous avons moins d'observations dans chaque classe de risque. Nous remarquons que les espérances mathématiques sont plus faibles dans les classes de risque car, en moyenne, les fréquences d'accident ont baissé dans le temps. Pour la taille 1, nous avons 254 mauvais risques avec une moyenne d'accidents de 19,25 %, versus une moyenne, pour la bonne classe de risque, de 4,63 %. Les plus mauvais risques ont cumulé 2,73 points CSU et 4,0 points TRP, alors que ceux dans la meilleure classe de risque ont cumulé, en moyenne, 0,14 point CSU et 0,16 point TRP, ce qui montre bien qu'il y a une grande hétérogénéité entre les flottes d'une même taille.

TABLEAU 5

CLASSES DE RISQUES DE DIFFÉRENTES TAILLES DE PEVL CALCULÉES AVEC LES ACCIDENTS TOTAUX POUR L'ANNÉE 2010

	Classe de risque en 2010				
	1	2	3	4	5
<b>PEVL à 1 camion lourd</b>					
Nombre	23 149	746	486	260	254
% des 24 895	93 %	3 %	2 %	1 %	1 %
Espérance mathématique d'accident	0,0463	0,0942	0,1054	0,1231	0,1925
Moyenne des points d'inaptitude CSU en 2009	0,1434	0,4853	1,2058	1,5885	2,7283
Moyenne des points transporteur cumulés en 2009	0,1634	0,6367	1,0206	1,7769	4,0079
<b>PEVL à 2 camions lourds</b>					
Nombre	4 805	636	117	116	58
% des 5 789	84 %	11 %	2 %	2 %	1 %
Espérance mathématique d'accident	0,0953	0,1785	0,2201	0,2614	0,4622
Moyenne des points d'inaptitude CSU en 2009	0,2435	1,0330	1,4701	2,2500	3,9655
Moyenne des points transporteur cumulés en 2009	0,3589	1,1431	2,1111	3,1897	5,6207
<b>PEVL à 3 camions lourds</b>					
Nombre	1 957	258	265	104	27
% des 2 611	75 %	10 %	10 %	4 %	1 %
Espérance mathématique d'accident	0,1565	0,2630	0,3212	0,4279	0,6853
Moyenne des points d'inaptitude CSU en 2009	0,3091	0,9496	1,6075	2,8269	5,4074
Moyenne des points transporteur cumulés en 2009	0,5422	1,0736	1,8755	3,4423	8,3704
<b>PEVL de 10 à 20 camions lourds</b>					
Nombre	280	224	281	168	168
% des 1 121	25 %	20 %	25 %	15 %	15 %
Espérance mathématique d'accident	0,6937	0,8840	1,0804	1,3517	1,9251
Moyenne des points d'inaptitude CSU en 2009	0,7429	1,7902	2,5801	4,0536	7,1964
Moyenne des points transporteur cumulés en 2009	1,4036	2,0893	3,0534	5,0238	8,8155

TABLEAU 5 (SUITE)

CLASSES DE RISQUES DE DIFFÉRENTES TAILLES DE PEVL CALCULÉES AVEC LES ACCIDENTS TOTAUX POUR L'ANNÉE 2010

	Classe de risque				
	1	2	3	4	5
<b>PEVL de 21 à 50 camions lourds</b>					
Nombre	53	90	135	24	51
% des 434	12 %	21 %	31 %	24 %	12 %
Espérance mathématique d'accident	1,5754	1,9248	2,3874	3,3150	5,1936
Moyenne des points d'inaptitude CSU en 2009	1,5472	2,3333	5,2370	7,5143	14,7255
Moyenne des points transporteur cumulés en 2009	2,2453	4,1667	6,6444	8,3714	17,3725
<b>PEVL de 51 à 150 camions lourds</b>					
Nombre	9	39	49	32	9
% des 138	6,5 %	28,3 %	35,5 %	23,2 %	6,6 %
Espérance mathématique d'accident	3,4742	5,2194	7,0988	10,7321	16,8773
Moyenne des points d'inaptitude CSU en 2009	7,3333	5,9487	12,5102	19,3125	35,8889
Moyenne des points transporteur cumulés en 2009	5,6667	9,7179	14,6939	23,5313	23,6667
<b>PEVL de plus de 150 camions lourds</b>					
Nombre	6	6	15	11	8
% des 46	13 %	13 %	32 %	24 %	17 %
Espérance mathématique d'accident	6,7379	9,6246	15,8590	25,1876	60,4193
Moyenne des points d'inaptitude CSU en 2009	13,3333	13,667	30,8000	37,5455	82,6250
Moyenne des points transporteur cumulés en 2009	15,5000	15,000	22,8000	29,7273	41,3750

#### 4. ÉTUDE DES COMPORTEMENTS DYNAMIQUES DE SÉCURITÉ ROUTIÈRE DES CONDUCTEURS DE VÉHICULES LOURDS

##### 4.1 *Période d'observation d'un conducteur de véhicule lourd*

Nous pouvons identifier un conducteur de véhicule lourd lorsqu'il est impliqué dans au moins un accident ou a commis au moins une infraction au volant d'un véhicule lourd durant notre période d'étude. Nous ne pouvons pas prendre des informations sur les accidents et les infractions en dehors de la période délimitée par le premier et le dernier événement comme conducteur de véhicule lourd, car nous n'avons pas d'autres indicateurs nous permettant de vérifier que le détenteur de permis est toujours un conducteur professionnel actif lorsque nous n'avons pas d'événement. La période d'observation est définie comme étant la période entre la date du premier et celle du dernier événement (un accident ou une infraction) du conducteur au volant d'un véhicule lourd au cours de la période du 1<sup>er</sup> janvier 1992 au 31 décembre 2010.

214 099 conducteurs ont eu au moins un événement au volant d'un camion lourd ou d'un tracteur routier au cours de la période du 1<sup>er</sup> janvier 1992 au 31 décembre 2010. Cependant, près de la moitié des conducteurs n'ont qu'un seul événement, soit 100 629 conducteurs (47 %), ce qui ne permet pas une analyse dynamique des comportements de sécurité routière. Il nous reste 113 470 conducteurs de camion lourd ou de tracteur routier (BCA) ayant eu au moins deux événements au cours de la période du 1<sup>er</sup> janvier 1992 au 31 décembre 2010.

Des 113 470 conducteurs, 5 % ont moins de 100 jours d'observation et 5 % ont plus de 16 années d'observation; 25 % ont moins de 2,15 années d'observation et 25 % ont plus de 10,6 années d'observation. Un conducteur fait l'objet, en moyenne, de 6,70 années d'observation. La moitié des conducteurs font l'objet de plus de 5,75 années d'observation.

##### 4.2 *Tarifification du permis de conduire en fonction des points d'inaptitude*

Cette étude a été réalisée après que le Gouvernement du Québec, suite à une consultation auprès de l'industrie du transport routier, ait adopté la Loi 430 concernant la sécurité routière des propriétaires, exploitants et conducteurs de véhicules lourds (VL). Le but de la loi est d'inciter les propriétaires et les exploitants de véhicules lourds (PEVL) à adopter un comportement sécuritaire envers tous les usagers de la route et de protéger le réseau routier. Cette politique est entrée en vigueur le 1<sup>er</sup> juillet 1999. Elle a été modifiée le 15 septembre 2002. D'autres modifications ont été mises en place à partir du 1<sup>er</sup> janvier 2006, dont celle de juillet 2009. Nous ne discutons pas des effets de changement de la loi dans cette recherche. Par contre, nous tenons compte des changements de tarifification des permis de conduire en fonction des points d'inaptitude mis en place par la SAAQ en 2008 (Ministère des transports du Québec, SAAQ, CTQ, 2007).

Les sanctions pour ces derniers pourraient différer et même correspondre à des retraits de permis ou à des droits de permis plus élevés, ce qui deviendrait

coûteux pour ces conducteurs professionnels ou les entreprises de transport les plus à risque. Notre principale hypothèse est qu'il y a beaucoup d'hétérogénéité entre les PEVL et les CVL et que les risques les plus élevés sont probablement ceux des récidivistes.

Afin de bien interpréter les résultats des tableaux des risques relatifs qui suivent, il est essentiel de rappeler les grandes lignes de la tarification des permis de conduire des conducteurs, basée sur les points d'inaptitude. Depuis 1992, les points d'inaptitude inscrits au dossier de conduite sont pris en compte pour déterminer le montant de la contribution d'assurance que le conducteur doit payer au renouvellement de son permis de conduire. De 1992 à 2007, la tarification se divise en cinq catégories de points cumulés : de 0 à 3 points; de 4 à 7 points; de 8 à 11 points; de 12 à 14 points et de 15 points et plus. Les tableaux 6 et 7 présentent les variations de la contribution à l'assurance publique des conducteurs utilisées dans l'étude. La tarification ne distingue pas les points cumulés au volant d'un véhicule au travail de ceux au volant d'un véhicule de promenade.

TABLEAU 6

CONTRIBUTION D'ASSURANCE BIANNUELLE EN FONCTION DU TOTAL DES POINTS D'INAPTITUDE, 1992-2007

Nombre de points d'inaptitude	Contribution d'assurance (\$)
0 à 3	50
4 à 7	100
8 à 11	174
12 à 14	286
15 et plus	398

Le 1<sup>er</sup> janvier 2008, un nouveau règlement est entré en vigueur, modifiant les catégories des nombres de points reliés au montant des contributions d'assurance, tel qu'indiqué au tableau 7 : 0point; de 1 à 3 points; de 4 à 6 points; de 7 à 9 points; de 10 à 14 points et de 15 points et plus. De plus les, montants de chaque catégorie augmentent dans le temps. Finalement, un détenteur de permis ayant cumulé 15 points en deux ans perd automatiquement son permis. Il peut demander devant un juge un permis restreint lui permettant de travailler comme conducteur professionnel.

#### 4.3 *Risque de commettre une infraction entraînant des points d'inaptitude (CSU) au volant d'un véhicule lourd*

Le tableau 8 donne les résultats d'estimation du rapport de risque au moment de commettre une infraction au volant d'un camion lourd en fonction de seize catégories de points cumulés au Code de la sécurité routière (CSU) et générant des points d'inaptitude sur la période 1992-2010. La première colonne donne le nombre de points cumulés; la seconde colonne documente les fréquences des observations des individus ayant cumulé  $n$  points d'inaptitude au moment de com-

TABLEAU 7

CONTRIBUTION D'ASSURANCE ANNUELLE EN FONCTION DU TOTAL DES POINTS D'INAPTITUDE APRÈS 2007

Nombre de points d'inaptitude	2008 (\$)	2009 (\$)	2010 (\$)
0	34,78	47,28	60,46
1 à 3	44,54	67,19	90,92
4 à 6	73,26	102,11	132,46
7 à 9	108,33	138,61	170,73
10 à 14	161,75	194,58	229,75
15 et plus	233,31	297,55	345,38

mettre une infraction ; la troisième colonne donne le rapport de risque estimé par rapport à 0 point ; la quatrième colonne donne les rapports de risque entre les différents points considérés. NS indique que les rapports de risque ne sont pas significatifs à un niveau de 5 %. Si NS n'est pas inscrit, cela signifie qu'ils sont significatifs à au moins 5 %. La dernière colonne donne des regroupements de catégories de points des résultats de la quatrième colonne. Les catégories non significatives entre elles sont regroupées dans cette colonne.

On remarque, au tableau 8, que tous les rapports de risque par rapport à zéro point sont statistiquement différents de zéro. Par contre, ils ne sont pas tous croissants en fonction du nombre de points cumulés. En effectuant les tests d'égalité entre deux paramètres, on note que le fait d'avoir cumulé 1 ou 2 points ne diffère pas significativement le risque de commettre une infraction. Cependant, le conducteur ayant cumulé 3 points est significativement moins à risque de commettre une infraction que celui qui a cumulé 2 points. Cela peut représenter un effet incitatif pouvant s'expliquer par le fait que sa contribution d'assurance augmentera à sa prochaine infraction, ce qui l'incite à la prudence (voir les tableaux 6 et 7).

Le conducteur ayant cumulé 4 points est significativement plus à risque de commettre une infraction que celui qui a cumulé 3 points. Ce sont des conducteurs qui n'ont pas réagi au palier 3 de tarification ou qui ont été malchanceux. Cependant, ceux qui ont commis 4, 5 ou 6 points ne diffèrent pas significativement quant au risque de commettre une infraction. Le conducteur qui a cumulé 6 points est significativement moins à risque de commettre une infraction que celui qui a cumulé 7 points, et ceux qui ont cumulé 7 ou 8 points ne diffèrent pas significativement quant au risque de commettre une infraction.

Par le même raisonnement qu'au cumul de 3 points, nous nous attendions à une baisse du risque d'infraction à 6 points, puisque la contribution d'assurance augmentera à la prochaine infraction à partir de 2008. De plus, le conducteur reçoit un avertissement de la SAAQ lorsqu'il a cumulé 7 points, disant qu'il se dirige plus ou moins rapidement vers une révocation de son permis de conduire lorsqu'il

TABLEAU 8

RAPPORT DE RISQUE D'UNE INFRACTION ENTRAÎNANT DES POINTS D'INAPTITUDE (CSU) AU VOLANT D'UN CAMION LOURD SELON 16 CATÉGORIES DU NOMBRE DE POINTS D'INAPTITUDE AU VOLANT D'UN CAMION LOURD AU MOMENT DE L'INFRACTION CSU 1992-2010

S_ptsBCA <sup>1</sup>	Fréquence	Rapport de risque p. r. à 0 point	Rapport de risque	Catégorie
0	151 481	1,000		0
1	14 882	6,274		1, 2
2	25 041	6,407	1 vs 2 <sup>NS</sup>	
3	27 366	5,966	2 vs 3 : 1,074	3
4	6 398	9,222	4 vs 3 : 1,546	4, 5, 6
5	5 875	9,514	4 vs 5 <sup>NS</sup>	
6	4 372	9,465	5 vs 6 <sup>NS</sup>	
7	1 723	11,936	7 vs 6 : 1,261	7, 8
8	1 364	11,889	7 vs 8 <sup>NS</sup>	
9	1 377	8,711	8 vs 9 : 1,365	9
10	478	13,608	10 vs 9 : 1,563	10 et +
11	361	12,905	10 vs 11 <sup>NS</sup>	
12	277	12,911	11 vs 12 <sup>NS</sup>	
13	185	11,196	12 vs 13 <sup>NS</sup>	
14	124	12,150	13 vs 14 <sup>NS</sup>	
15 et +	271	15,192	14 vs 15 et + <sup>NS</sup>	

<sup>1</sup>Nombre de points d'inaptitude au volant d'un camion lourd au moment de l'infraction CSU au volant d'un camion lourd (BCA).

<sup>NS</sup>Non significatif.

atteindra 15 points. C'est plutôt au cumul de 9 points qu'on remarque une baisse du risque d'infraction.

Les résultats du tableau 8 indiquent bien que les risques de commettre une infraction en tant que conducteur de véhicule lourd sont croissants en fonction du nombre de points d'inaptitude cumulés au volant d'un véhicule lourd, jusqu'à un cumul de 10 points, et qu'ils atteignent un certain plafonnement après 10 points cumulés, dans le sens que ceux qui ont cumulé plus de dix points ne sont pas statistiquement différents de ceux qui ont cumulé 10 points.

Il est important que tenir compte du fait que le nombre de conducteurs diminue lorsque le nombre de points d'inaptitude augmente. En fait 91,9 % des conducteurs de camion lourd demeureront à un seuil inférieur à 4 points au volant d'un camion lourd. Cependant, 6 245 conducteurs de camion lourd franchiront la limite de quatre points, indiquant qu'ils représentent des risques plus élevés que ceux qui ne franchissent pas cette limite.

Puisque les paramètres supérieurs à 10 points d'inaptitude cumulés ne sont pas significativement différents entre eux, nous avons décidé de les grouper. De même,



nous avons groupé les autres paramètres qui ne diffèrent pas significativement. Des seize catégories initiales, nous en avons obtenu sept : 0 ; 1 à 2 ; 3 ; 4 à 6 ; 7 à 8, 9 et 10 et plus. Le tableau 9 donne les résultats d'estimation du rapport de risque au moment de commettre une infraction au volant d'un camion lourd en fonction des sept catégories de points cumulés au volant d'un BCA.

Le groupe de conducteurs ayant cumulé 10 points et plus au moment de commettre une infraction représente toujours le risque d'infraction le plus élevé. Pour ces conducteurs, il ne semble pas que la menace de perdre leur permis de conduire ait un effet incitatif sur leur comportement de sécurité routière, un résultat contraire à ce qui a été obtenu pour les conducteurs de véhicule de promenade (Dionne *et al.*, 2011), où il a été démontré que les rapports de risque baissaient après 7 points. Nous reviendrons sur cette comparaison. Les 1 696 observations ayant plus de 10 points correspondent à 940 conducteurs à risque, qui ne semblent pas sensibles aux incitations économiques reliées au retrait de permis. Plus de 4,5 % des 940 conducteurs commettront plus de quatre infractions CSU après avoir cumulé 10 points d'inaptitude. De façon générale, le risque d'avoir une nouvelle infraction cesse d'augmenter pour ce groupe mais ne baisse pas. Il faut dire que pour les conducteurs professionnels, le permis restreint est une échappatoire au retrait de permis, du moins pour la conduite au travail.

Les baisses de risque d'infraction au cumul de 3 points et de 9 points se retrouvent également dans l'analyse sur la période de 2008 à 2010. Les résultats sont présentés au tableau 10. Pour cette période, la contribution d'assurance augmentera à la prochaine infraction si le conducteur a cumulé 4 ou 10 points. Les résultats du tableau 10 sont représentés graphiquement dans la figure 1, où on observe des augmentations importantes des risques relatifs aux seuils de tarification de 4 points et de 10 points, après les effets incitatifs des seuils de 3 points et de 9 points.

La figure 1 donne les pentes ou paramètres estimés en fonction du nombre de points d'inaptitude cumulés au volant d'un camion lourd au moment de commettre une infraction. Chaque paramètre mesure l'effet marginal de cumuler un point d'inaptitude sur la fonction de risque  $\lambda$ . Il est bien entendu que ce ne sont pas les mêmes conducteurs qui influencent ces seuils, les uns étant plus sensibles à l'augmentation de la tarification que les autres.

Les résultats du tableau 11 confirment les résultats du tableau 10 sur la période 2000-2007, soit avant les changements de tarification, et ils sont représentés à la figure 2. On voit bien, encore une fois, les effets incitatifs des seuils 3 et 9 qui font baisser les risques de commettre une nouvelle infraction.

La figure 2 contraste avec la figure 3 obtenue dans Dionne et al, (2011) avec des données sur les détenteurs de permis de conduire de véhicules de promenade seulement. En effet, nous observons, à la figure 3, que les conducteurs ayant cumulé 7 points d'inaptitude et plus deviennent davantage prudents afin de réduire la probabilité de perdre leur permis de conduire. La courbe est décroissante après

TABLEAU 9

RAPPORT DE RISQUE D'UNE INFRACTION ENTRAÎNANT DES POINTS D'INAPTITUDE (CSU) AU VOLANT D'UN CAMION LOURD SELON SEPT CATÉGORIES DU NOMBRE DE POINTS D'INAPTITUDE AU VOLANT D'UN CAMION LOURD AU MOMENT DE L'INFRACTION CSU 1992-2010

Catégorie S_ptsBCA <sup>1</sup>	Fréquence	Rapport de risque p. r. à 0 point	Rapport de risque
0	151 481	1,000	
1, 2	39 923	6,357	
3	27 366	5,965	1, 2 vs 3 : 1,066
4, 5, 6	16 645	9,386	4, 5, 6, vs 3 : 1,572
7, 8	3 087	11,914	7, 8 vs 4, 5, 6 : 1,269
9	1 377	8,709	7, 8, vs 9 : 1,368

<sup>1</sup>Nombre de points d'inaptitude au volant d'un camion lourd au moment de l'infraction CSU au volant d'un camion lourd (BCA).

7 points, sauf au point 11, mais celui-ci n'est pas statistiquement différent de 7, car il n'y avait pas suffisamment d'observations. À figure 2, la courbe continue d'être croissante après 7 points, à l'exception de la valeur de 9 points d'inaptitude cumulés. Les résultats du tableau 12 et de la figure 4 confirment la stabilité des résultats sur le période 2000-2010.

Nous avons également analysé les infractions des conducteurs d'autobus scolaires, de même que les accidents des différents conducteurs des camions lourds (Dionne et al, 2015). Les résultats sont moins stables, car nous avons accès à moins d'observations ; cependant, les grandes tendances demeurent présentes.

Le fait d'obtenir des baisses de coefficients aux seuils de 3 et de 9 points indique qu'il y a du risque moral résiduel dans les données et non seulement de l'hétérogénéité non observable. Dionne et al (2011) ont montré qu'en l'absence de risque moral, de telles baisses sont impossibles. Cela indique que les conducteurs peuvent affecter significativement leur risque d'infraction (et, par conséquent, leur risque d'accident) par leurs activités de prévention non observables par la SAAQ, si celle-ci introduit de incitatifs efficaces à la prévention. Ces résultats sont stables entre les différentes sous-périodes. Comme déjà indiqué, ces sous-périodes d'analyse sont expliquées par le changement de la tarification de la SAAQ en fonction des points d'inaptitude. Il est à noter que ces conducteurs ne sont pas sujets à de l'anti-sélection car la détention d'un permis de conduite et l'assurance pour dommages corporels sont obligatoires.

Nous observons beaucoup d'hétérogénéité entre les conducteurs ayant cumulé des quantités différentes de points d'inaptitude. Le rapport de risque relatif fait plus que doubler lorsque nous passons de 2 à 10 points et plus cumulés. Ces conducteurs à risque paient des primes d'assurance beaucoup plus élevées et sont sujets à perdre leur permis. Cependant, la menace de perte de permis de conduire

TABLEAU 10

RAPPORT DE RISQUE D'UNE INFRACTION ENTRAÎNANT DES POINTS D'INAPTITUDE (CSU) AU VOLANT D'UN CAMION LOURD SELON SEPT CATÉGORIES DU NOMBRE DE POINTS D'INAPTITUDE AU VOLANT D'UN CAMION LOURD AU MOMENT DE L'INFRACTION CSU 1992-2010

Variable	Niveau	Fréquence (%)	Paramètres estimés	Rapport de risque <sup>b</sup>
Nombre de points d'inaptitude cumulés (des 2 dernières années) au moment de l'infraction	0 point <sup>a</sup>	64,08	0	1
	1 point	5,95	1,893	6,641
	2 points	10,04	1,905	6,722
	3 points	11,83	1,818	6,161
	4 points	2,29	2,389	10,898
	5 points	2,22	2,461	11,717
	6 points	1,62	2,532	12,574
	7 points	0,58	2,772	15,988
	8 points	0,47	2,788	16,245
	9 points	0,43	2,409	11,124
	10 points et +	0,47	3,020	20,483
Âge au moment de l'infraction	Moins de 35 ans	25,40	0,470	1,601
	36-45 ans	31,19	0,277	1,320
	46-55 ans	27,02	0,122	1,129
	Plus de 55 ans <sup>a</sup>	16,39	0	1

a : Catégorie de référence.

b : Le rapport de risque est égal à l'exponentielle des paramètres estimés. Par exemple, pour un conducteur ayant cumulé 2 points d'inaptitude au moment de commettre une infraction, le rapport de risque est égal à  $\exp(1,905)$ , ce qui indique que le conducteur est 6,7 fois plus à risque de commettre une infraction qu'un conducteur n'ayant cumulé aucun point.

est moins incitative pour ce groupe de conducteurs professionnels, qui peuvent souvent argumenter le fait que c'est leur gagne-pain pour continuer de conduire.

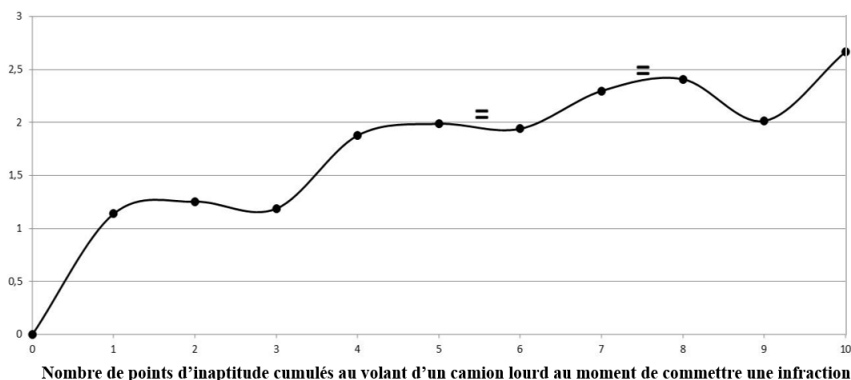
## CONCLUSION

Notre recherche concerne les responsables de la sécurité routière et, plus particulièrement, les responsables de la sécurité routière des propriétaires et conducteurs des véhicules lourds. Elle s'adresse également aux dirigeants des entreprises de transport du Québec, aux conducteurs de véhicules lourds, aux assureurs, à la SAAQ et aux responsables de la CTQ.

Un apport important de notre recherche a été de créer une base de données unique sur une période de 20 ans sur les PEVL et les CVL. En revanche, nous ne connaissons pas le nombre de conducteurs de VL actifs à chaque année, ce qui a exclu de l'analyse les événements nuls pour ces conducteurs (pas d'accident ni d'infraction). Un conducteur devait avoir été impliqué dans un accident ou une infraction au Code de la sécurité routière pour être répertorié. Dans cet article, nous

## GRAPHIQUE 1

RISQUE D'INFRACTION AU VOLANT D'UN CAMION Lourd EN FONCTION DES POINTS D'INAPTITUDE CUMULÉS AU VOLANT D'UN CAMION Lourd AU COURS DES 2 DERNIÈRES ANNÉES SUR LA PÉRIODE 2008-2010



NOTES : Le signe = signifie qu'il n'y a pas de différence significative entre les deux coefficients représentés par les pentes locales entre différents paliers de points cumulés. Les points d'inaptitude 10 et plus sont regroupés car ils n'ont pas de coefficients différents. C'est la classe de risque la plus élevée.

nous sommes limités aux camions lourds, même si d'autres types de véhicules ont été analysés.

Il existe beaucoup d'hétérogénéité entre les conducteurs et entre les flottes de véhicules en termes de sécurité routière. Les différentes classes de risques construites dans cette recherche isolent les flottes de véhicules les plus risquées par taille de flotte et les conducteurs les plus risqués.

La seconde retombée immédiate de notre recherche est que nous avons développé une méthodologie pour identifier les risques individuels des PEVL. La méthode consiste à calculer l'espérance mathématique d'accident annuelle de chaque PEVL pour l'année qui vient. Nous montrons que ces espérances mathématiques sont fonction des caractéristiques des PEVL durant la période courante et des infractions au Code de la sécurité routière et au code des transporteurs (dans une moindre mesure) de l'année précédente. Les résultats statistiques montrant que les infractions passées significatives pour expliquer les risques relatifs des PEVL sont stables entre les tailles des flottes en général.

Plusieurs infractions au Code de la sécurité routière (CSU) et transporteur (TRP) sont significatives pour expliquer les accidents des flottes de véhicules. Les principales infractions CSU sont l'excès de vitesse, le non-arrêt à un feu rouge, le non-arrêt à un panneau d'arrêt, alors que les principales infractions TRP sont la surcharge axiale, le mauvais arrimage et le non-respect de la vérification mécanique. Ces informations pourraient être utilisées pour tarifier les droits d'enregis-

TABLEAU 11

RAPPORT DE RISQUE D'UNE INFRACTION ENTRAÎNANT DES POINTS D'INAPTITUDE (CSU) AU VOLANT D'UN CAMION LOURD SELON 11 CATÉGORIES DU NOMBRE DE POINTS D'INAPTITUDE AU VOLANT D'UN CAMION LOURD AU MOMENT DE L'INFRACTION CSU 2008-2010

Variable	Niveau	Fréquence (%)	Paramètres estimés	Rapport de risque <sup>b</sup>
Nombre de points d'inaptitude cumulés (des 2 dernières années) au moment de l'infraction	0 point <sup>a</sup>	67,75	0,000	1,000
	1 point	3,82	1,139	3,123
	2 points	8,34	1,253	3,502
	3 points	12,26	1,187	3,278
	4 points	1,73	1,878	6,541
	5 points	2,13	1,988	7,299
	6 points	1,95	1,941	6,966
	7 points	0,51	2,298	9,954
	8 points	0,48	2,409	11,121
	9 points	0,46	2,015	7,501
	10 points et +	0,57	2,668	14,408
Âge au moment de l'infraction	Moins de 35 ans	19,34	0,174	1,19
	36-45 ans	28,10	0,138	1,148
	46-55 ans	30,85	0,061	1,063
	Plus de 55 ans <sup>a</sup>	21,71	0,000	1,000

a : Catégorie de référence.

b : Le rapport de risque est égal à l'exponentielle des paramètres estimés. Par exemple, pour un conducteur ayant cumulé 2 points d'inaptitude au moment de commettre une infraction, le rapport de risque est égal à  $\exp(1,253)$ , ce qui indique que le conducteur est 3,5 fois plus à risque de commettre une infraction qu'un conducteur n'ayant cumulé aucun point.

trement des véhicules lourds des transporteurs et les permis des transporteurs en fonction du dossier de conduite ou du risque d'accident qu'ils représentent sur les routes.

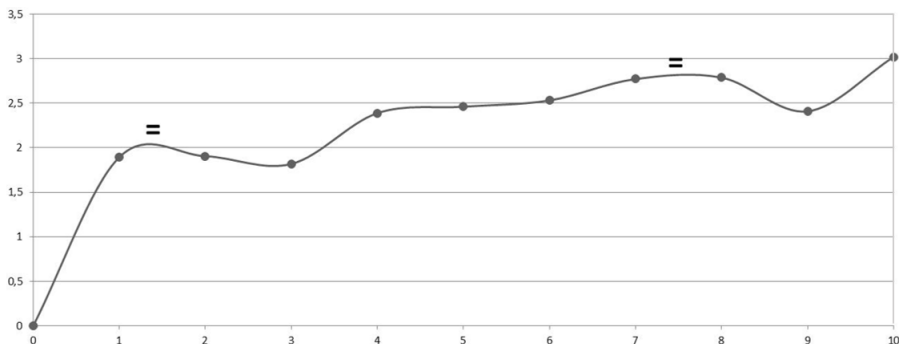
Nous avons également étudié les risques dynamiques des conducteurs de véhicules lourds. Nous avons observé que la tarification des permis de conduire en fonction des points d'inaptitude avait des effets incitatifs sur la sécurité routière des conducteurs. En revanche, la menace de perdre leur permis de conduire une fois le seuil de 15 points atteint n'est pas aussi incitative pour ces conducteurs que pour les conducteurs de véhicule de promenade.

Le 1<sup>er</sup> janvier 2008, un nouveau règlement est entré en vigueur, modifiant les catégories des nombres de points reliés au montant des contributions d'assurance, tel qu'indiqué au tableau 7. Nous avons vérifié des augmentations importantes des risques relatifs aux nouveaux seuils de tarification de 4 points et de 10 points, après les effets incitatifs des seuils de 3 points et de 9 points.

Dans le régime actuel de la tarification des droits de permis, les conducteurs de véhicules lourds paient les mêmes droits que les conducteurs des véhicules

## GRAPHIQUE 2

RISQUE D'INFRACTION AU VOLANT D'UN CAMION Lourd EN FONCTION DES POINTS D'INAPTITUDE CUMULÉS AU VOLANT D'UN CAMION Lourd AU COURS DES 2 DERNIÈRES ANNÉES SUR LA PÉRIODE 2000-2007



Nombre de points d'inaptitude cumulés au volant d'un camion lourd au moment de commettre une infraction

NOTES : Le signe = signifie qu'il n'y a pas de différence significative entre les deux coefficients représentés par les pentes locales entre différents paliers de points cumulés. Les points d'inaptitude 10 et plus sont regroupés car ils n'ont pas de coefficients différents. C'est la classe de risque la plus élevée.

de promenade. Les points cumulés des conducteurs professionnels comprennent leurs infractions en tant que conducteur professionnel et privé. Cependant, le comportement des conducteurs professionnels les plus risqués peut être influencé par l'accès au permis restreint. Une étude plus approfondie des conducteurs ayant plus de 10 points accumulés serait importante. Combien sont des récidivistes ? Combien ont un permis restreint ? Quels sont les taux d'accident et d'infraction de ceux qui ont un permis restreint ? Est-ce que le permis restreint réduit les incitations à la sécurité routière ? Les paragraphes suivant donnent des statistiques partielles qui motivent ces questions.

Le tableau 13 rapporte 1 696 observations cumulant 10 points CSU et plus au volant d'un véhicule lourd. Ces observations correspondent à 940 conducteurs (voir le tableau 9 pour plus de détails). Comme ce tableau l'indique, seulement 123 d'entre eux n'ont pas commis d'infraction CSU au volant d'un véhicule lourd après avoir cumulé 10 points et plus durant notre période d'analyse. Au cours de cette période, 817 ont commis une infraction CSU et plus au volant d'un véhicule lourd ; de ce nombre, 74 ont commis plus de trois infractions après avoir cumulé au moins 10 points au moment de commettre une infraction.

Des 817 conducteurs, 98 ont également cumulé 13 points et plus au moment d'être impliqué dans un accident au volant d'un BCA (tableau 14). Ces 98 conducteurs correspondent à 29 % des 338 conducteurs pour lesquels nous avons 411 observations portant sur un cumul de 13 points et plus au volant d'un camion

TABLEAU 12

RAPPORT DE RISQUE D'UNE INFRACTION ENTRAÎNANT DES POINTS D'INAPTITUDE (CSU) AU VOLANT D'UN CAMION LOURD SELON 11 CATÉGORIES DU NOMBRE DE POINTS D'INAPTITUDE AU VOLANT D'UN CAMION LOURD AU MOMENT DE L'INFRACTION CSU 2000-2010

Variable	Niveau	Fréquence (%)	Paramètres estimés	Rapport de risque <sup>b</sup>
Nombre de points d'inaptitude cumulés (des 2 dernières années) au moment de l'infraction	0 point <sup>a</sup>	62,84	0,000	1,000
	1 point	5,79	1,687	5,403
	2 points	10,13	1,710	5,529
	3 points	12,45	1,616	5,034
	4 points	2,35	2,152	8,605
	5 points	2,38	2,200	9,028
	6 points	1,86	2,177	8,820
	7 points	0,63	2,500	12,187
	8 points	0,53	2,481	11,959
	9 points	0,49	2,174	8,797
	10 points et +	0,57	2,707	14,980
Âge au moment de l'infraction	Moins de 35 ans	24,35	0,493	1,638
	36-45 ans	30,31	0,302	1,352
	46-55 ans	27,50	0,147	1,158
	Plus de 55 ans <sup>a</sup>	17,85	0,000	1,000

a : Catégorie de référence.

b : Le rapport de risque est égal à l'exponentielle des paramètres estimés. Par exemple, pour un conducteur ayant cumulé 2 points d'inaptitude au moment de commettre une infraction, le rapport de risque est égal à  $\exp(1,253)$ , ce qui indique que le conducteur est 3,5 fois plus à risque de commettre une infraction qu'un conducteur n'ayant cumulé aucun point.

TABLEAU 13

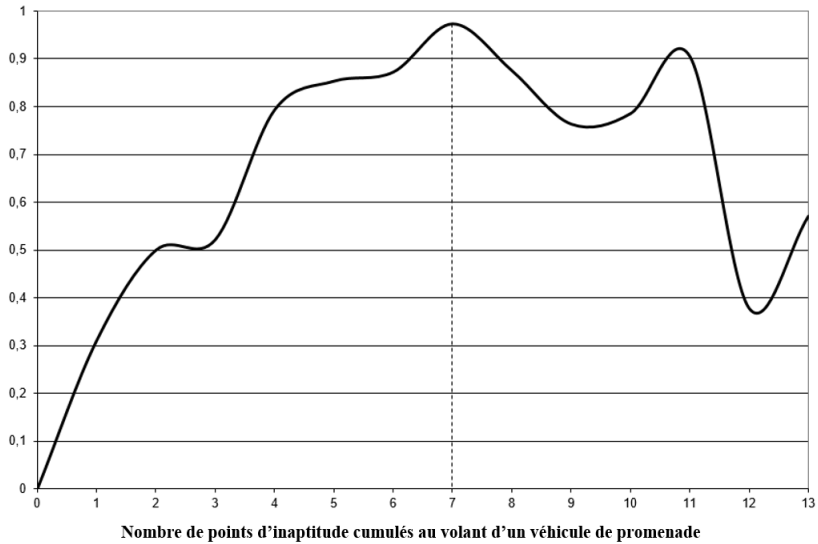
ANALYSE DES CONDUCTEURS AYANT 10 POINTS D'INAPTITUDE ET PLUS

Nombre de fois que le conducteur de camion lourd est présent avec 10 points et plus au volant d'un camion lourd au moment de commettre une infraction au volant d'un BCA	N	%
0	123	13,09
1	488	51,91
2	180	19,15
3	75	7,98
4	31	3,30
5	14	1,49
6	12	1,28
7 à 18	17	1,81
Total	940	100,00

lourd au moment d'être impliqué dans un accident au volant d'un camion lourd, tel que rapporté au tableau 14. Une analyse plus détaillée de ces récidivistes po-

## GRAPHIQUE 3

RISQUE D'INFRACTION AU VOLANT D'UN VÉHICULE DE PROMENADE EN FONCTION DU NOMBRE DE POINTS D'INAPTITUDE CUMULÉS. ÉTUDE DIONNE *et al.* (2011)



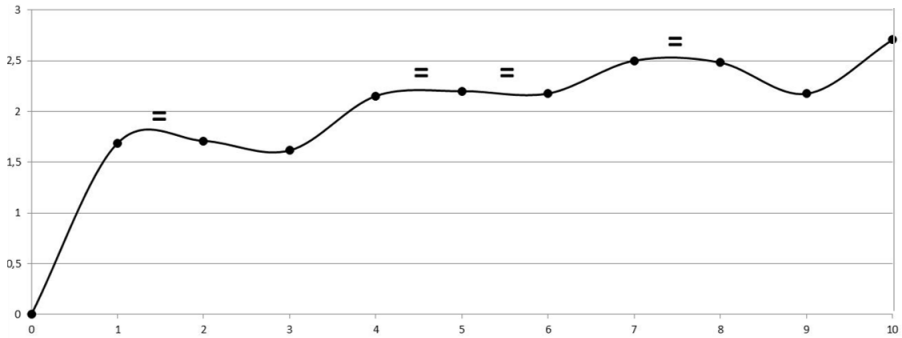
NOTES : C'est la classe de risque 7 points qui est la plus élevée. Ces conducteurs deviennent plus prudents après avoir cumulé 7 points pour ne pas perdre leur permis de conduire. Le paramètre de 11 points n'est pas statistiquement significatif.

tentiels serait appropriée pour bien comprendre la gestion de la sécurité routière des conducteurs professionnels.



## GRAPHIQUE 4

RISQUE D'INFRACTION AU VOLANT D'UN CAMION LOURD EN FONCTION  
DES POINTS D'INAPTITUDE CUMULÉS AU VOLANT D'UN CAMION LOURD AU  
COURS DES 2 DERNIÈRES ANNÉES SUR LA PÉRIODE 2000-2010



Nombre de points d'inaptitude cumulés au volant d'un camion lourd au moment de commettre une infraction courante

NOTES : Le signe = signifie qu'il n'y a pas de différence significative entre les deux coefficients représentés par les pentes locales entre différents paliers de points cumulés. Les points d'inaptitude 10 et plus sont regroupés car ils n'ont pas de coefficients différents. C'est la classe de risque la plus élevée.

TABLEAU 14

RAPPORT DE RISQUE D'UNE INFRACTION ENTRAÎNANT DES POINTS D'INAPTITUDE (CSU) AU VOLANT D'UN CAMION LOURD SELON 16 CATÉGORIES DU NOMBRE DE POINTS D'INAPTITUDE AU VOLANT D'UN CAMION LOURD AU MOMENT DE L'INFRACTION CSU 1992-2010

S_ptsBCA <sup>1</sup>	Fréquence	Rapport de risque p. r. à 0 point	Rapport de risque	Catégorie
0	165 539	1,000		0
1	12 316	1,224		
2	21 312	1,245	2 vs 1 : 1,000	1, 2
3	24 859	1,189	2 vs 3 : 1,047	3
4	5 015	1,253	4 vs 3 : 1,054	4
5	4 325	1,099	4 vs 5 : 1,140	
6	3 554	1,042 <sup>NS</sup>	5 vs 6 : 1,000	5, 6
7	1 191	1,138	7 vs 6 : 1,092	7
8	976	1,000	7 vs 8 : 1,138	8
9	1 212	1,366	9 vs 8 : 1,366	
10	364	1,197	9 vs 10 : 1,000	
11	259	1,225	11 vs 10 : 1,000	
12	259	1,230	12 vs 11 : 1,000	9, 10, 11, 12
13	117	1,018 <sup>NS</sup>		
14	98	0,787 <sup>NS</sup>		
15 et +	196	0,867 <sup>NS</sup>		13, 14, 15 et +

<sup>1</sup>Nombre de points d'inaptitude au volant d'un camion lourd au moment de l'infraction CSU au volant d'un camion lourd (BCA).

<sup>NS</sup>Non significatif.

## ANNEXE

TABLEAU A1  
INFRACTIONS CSU

Année	Vitesse	Feu rouge	Panneau d'arrêt	Port ceinture	Cell.	Ajouts en 2001	Autres CSU
1990	3 961	1 390	1 190	1 064	0	0	351
1991	3 878	1 059	931	739	0	0	296
1992	4 325	1 052	1 013	879	0	0	446
1993	5 006	1 193	1 049	882	0	0	490
1994	6 523	1 308	1 134	1 245	0	0	609
1995	7 083	1 346	1 204	1 282	0	0	625
1996	8 519	1 070	1 051	1 406	0	0	541
1997	7 567	1 213	1 090	639	0	0	608
1998	7 636	1 318	1 079	842	0	0	338
1999	7 210	1 367	1 154	639	0	0	556
2000	5 365	1 194	1 002	495	0	0	617
2001	9 386	1 255	1 132	1 204	0	284	759
2002	7 861	1 242	1 148	1 055	0	416	723
2003	8 334	983	1 062	762	0	498	486
2004	8 285	1 044	1 082	878	0	585	526
2005	4 212	884	1 005	598	0	212	449
2006	4 866	841	1 068	930	0	242	454
2007	6 727	951	1 093	1 174	0	365	526
2008	6 035	967	1 078	1 560	355	423	478
2009	5 058	828	975	1 492	822	364	423

TABLEAU A2 (PARTIE 1)  
INFRACTIONS TRANSPORTEURS (TRP)

Année	Surcharge axiale	Surcharge totale	Dimension	Arrimage	Matières dangereuses	Heures de conduite
1990	2 044	1 544	1 467	503	50	45
1991	1 831	1 301	496	342	42	12
1992	1 543	1 831	583	449	93	53
1993	1 793	1 821	625	459	129	76
1994	3 224	2 063	779	759	145	180
1995	3 283	2 610	805	532	227	195
1996	3 922	2 442	780	487	173	167
1997	3 306	1 475	471	318	58	153
1998	1 756	1 431	505	342	82	134
1999	1 144	1 927	328	509	47	485
2000	2 773	1 904	620	592	0	1 068
2001	2 583	1 745	778	980	0	1 175
2002	3 330	1 388	687	906	14	1 059
2003	2 563	1 075	499	738	246	837
2004	3 208	1 254	494	686	262	713
2005	2 828	1 382	464	560	307	653
2006	2 589	1 401	527	892	222	628
2007	2 885	1 519	515	1 073	306	672
2008	2 748	2 032	552	1 205	274	1 159
2009	1 764	2 404	473	886	179	931

TABLEAU A2 (PARTIE 2)  
INFRACTIONS TRANSPORTEURS (TRP)

Année	Vérif. mécanique	Équip.	Signalis. routière	Règles de circulation	Vérif. avant départ	Autres
1990	2 044	1 544	1 467	503	50	45
1991	1 831	1 301	496	342	42	12
1992	1 543	1 831	583	449	93	53
1993	1 793	1 821	625	459	129	76
1994	3 224	2 063	779	759	145	180
1995	3 283	2 610	805	532	227	195
1996	3 922	2 442	780	487	173	167
1997	3 306	1 475	471	318	58	153
1998	1 756	1 431	505	342	82	134
1999	1 144	1 927	328	509	47	485
2000	2 773	1 904	620	592	0	1 068
2001	2 583	1 745	778	980	0	1 175
2002	3 330	1 388	687	906	14	1 059
2003	2 563	1 075	499	738	246	837
2004	3 208	1 254	494	686	262	713
2005	2 828	1 382	464	560	307	653
2006	2 589	1 401	527	892	222	628
2007	2 885	1 519	515	1 073	306	672
2008	2 748	2 032	552	1 205	274	1 159
2009	1 764	2 404	473	886	179	931

TABLEAU A3

## DÉFINITION DES FACTEURS UTILISÉS DANS L'ANALYSE EN COMPOSANTE PRINCIPALE

Facteur :pev11	Score de la moyenne et de l'écart-type du nombre d'années des véhicules du PEVL ainsi que l'écart-type de la masse de ses véhicules
Facteur :pev12	Score de la moyenne et de l'écart-type du nombre d'essieux maximum des véhicules du PEVL ainsi que la moyenne de la masse de ses véhicules
Facteur :pev13	Score si le PEVL a débuté ou fusionné au cours de l'année
Facteur :trp1	Score du nombre moyen d'infractions par camion du PEVL pour surcharge, pour surcharge totale, pour dimension excédentaire et pour arrimage
Facteur :trp2	Score du nombre d'infractions moyen par camion du PEVL pour heures de conduite, pour vérification mécanique et pour vérification avant départ
Facteur :csu	Score du nombre moyen d'infractions par camion du PEVL pour excès de vitesse, pour feu rouge, pour panneau d'arrêt et pour non-port de la ceinture de sécurité

## BIBLIOGRAPHIE

- ANGERS, J.-F., D. DESJARDINS, G. DIONNE et F. GUERTIN (2006) : « Vehicle and fleet random effects in a model of insurance rating for fleets of vehicles », *ASTIN Bulletin : The Journal of the IAA*, 36(1), 25–77.
- ANGERS, J.-F., D. DESJARDINS, G. DIONNE et F. GUERTIN (2018) : « Modeling and estimating individual and firm effects with count panel data », *ASTIN Bulletin : The Journal of the IAA*, 48(3), 1049–1078.
- BOYER, M., G. DIONNE et C. VANASSE (1992) : « Econometric models of accident distributions », dans *Contributions to Insurance Economics*, pp. 169–213. Springer.
- CAMERON, A. C. et P. K. TRIVEDI (1986) : « Econometric models based on count data. Comparisons and applications of some estimators and tests », *Journal of applied econometrics*, 1(1), 29–53.
- COX, D. R. (1972) : « Regression models and life-tables », *Journal of the Royal Statistical Society : Series B (Methodological)*, 34(2), 187–202.
- CREEL, M. D. et J. B. LOOMIS (1990) : « Theoretical and empirical advantages of truncated count data estimators for analysis of deer hunting in California », *American journal of agricultural economics*, 72(2), 434–441.
- DESJARDINS, D., G. DIONNE et Y. LU (2021) : « Hierarchical random effects model for insurance pricing of vehicles belonging to a fleet », Document de Travail, Canada Research Chair in Risk Management, HEC Montréal.
- DIONNE, G., J.-F. ANGERS et D. DESJARDINS (2015) : *Étude des comportements de sécurité routière des propriétaires, exploitants et conducteurs des véhicules lourds au Québec*. CIRRELT.

- DIONNE, G. et Y. LIU (2021) : « Effects of insurance incentives on road safety : Evidence from a natural experiment in China », *The Scandinavian Journal of Economics*, 123(2), 453–477.
- DIONNE, G., P.-C. MICHAUD et M. DAHCHOUR (2013a) : « Separating moral hazard from adverse selection and learning in automobile insurance : longitudinal evidence from France », *Journal of the European Economic Association*, 11(4), 897–917.
- DIONNE, G., P.-C. MICHAUD et J. PINQUET (2013b) : « A review of recent theoretical and empirical analyses of asymmetric information in road safety and automobile insurance », *Research in Transportation Economics*, 43(1), 85–97.
- DIONNE, G., J. PINQUET, M. MAURICE et C. VANASSE (2011) : « Incentive mechanisms for safe driving : a comparative analysis with dynamic data », *The Review of Economics and Statistics*, 93(1), 218–227.
- EDMAN, D., L. JACKSON et S. A. (2008) : « Zero-inflated Poisson and zero-inflated negative binomials models using the COUNTREG procedure », SAS Global Forum.
- ELVIK, R. (2013) : « Paradoxes of rationality in road safety policy », *Research in Transportation Economics*, 43(1), 62–70.
- HAUSMAN, J., B. H. HALL, Z. GRILICHES ET AL. (1984) : « Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship », *Econometrica*, 52(4), 909–938.
- LAMBERT, D. (1992) : « Zero-inflated Poisson regression, with an application to defects in manufacturing », *Technometrics*, 34(1), 1–14.
- LUECK, M. D. et D. C. MURRAY (2011) : « Predicting truck crash involvement : A 2011 Update », Document de Travail, American Transportation Research Institute.
- MAJO, M. et A. VAN SOEST (2011) : « The Fixed-Effects Zero-Inflated Poisson Model with an Application to Health Care Utilization », CentER Discussion Paper.
- MINISTÈRE DES TRANSPORTS DU QUÉBEC, SAAQ, CTQ (2007) : « Rapport d'évaluation « Efficacité de la loi concernant les propriétaires et exploitants de véhicules lourds (loi PEVL) » », Mandat no EP-922.
- MULLAHY, J. (1986) : « Specification and testing of some modified count data models », *Journal of Econometrics*, 33(3), 341–365.
- PINQUET, J. (2013) : « Experience rating in nonlife insurance », dans *Handbook of insurance*, ed. G. Dionne, pp. 471–485. Springer.
- PRENTICE, R. L., B. J. WILLIAMS et A. V. PETERSON (1981) : « On the regression analysis of multivariate failure time data », *Biometrika*, 68(2), 373–379.
- SAVAGE, I. (2011) : « A structural model of safety and safety regulation in the truckload trucking industry », *Transportation research part E : logistics and transportation review*, 47(2), 249–262.

- (2013) : « Reflections on the economics of transportation safety », *Research in Transportation Economics*, 43(1), 1–8.
- STAUB, K. E. et R. WINKELMANN (2013) : « Consistent estimation of zero-inflated count models », *Health economics*, 22(6), 673–686.
- TARDIF, F. (2020) : « Les infractions et les sanctions reliées à la conduite d'un véhicule routier 2009-2018 », Rapport de recherche SAAQ, 195 pages.
- TAY, R. (2005) : « General and specific deterrent effects of traffic enforcement : do we have to catch offenders to reduce crashes ? », *Journal of Transport Economics and Policy*, 39(2), 209–224.