

Rapport
de recherche
PROGRAMME ACTIONS CONCERTÉES

**Étude des comportements de sécurité routière des propriétaires,
exploitants et conducteurs de véhicules lourds**

Chercheur principal

Georges Dionne, HEC Montréal

Cochercheur

Jean-François Angers, Université de Montréal

Professionnelle de recherche

Denise Desjardins, HEC Montréal

Établissement gestionnaire de la subvention

HEC Montréal

Numéro du projet de recherche

2012-OU-146669

Titre de l'Action concertée

Programme de recherche en sécurité routière FRQSC, SAAQ, FRQS

Partenaire(s) de l'Action concertée

La Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ), le Fonds de recherche en santé du Québec (FRSQ)
et le Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC)

Rapport scientifique intégral

Chercheur principal : Georges Dionne, HEC Montréal

Cochercheur : Jean-François Angers, Université de Montréal

Professionnelle de recherche : Denise Desjardins, HEC Montréal

Partenaire : Société de l'Assurance Automobile du Québec

Établissement gestionnaire du projet : HEC Montréal

Titre du projet de recherche : Étude des comportements de sécurité routière des propriétaires, exploitants et conducteurs des véhicules lourds

Numéro du projet de recherche : 2012-OU-146669

Titre de l'action concertée : Programme de recherche en sécurité routière

Partenaires de l'action concertée : FRQSC, SAAQ, FRQS

Partie A - Contexte de la recherche : Problématique, principales questions de recherche et objectifs poursuivis

Le gouvernement du Québec, après consultation auprès de l'industrie du transport routier, a adopté la Loi 430 concernant la sécurité routière des propriétaires, exploitants et conducteurs de véhicules lourds (VLs). Le but de la loi est d'inciter les propriétaires et les exploitants de véhicules lourds (PEVLs) 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^{er} juillet 1999. Elle a été modifiée le 15 septembre 2002. D'autres modifications ont été mises en place à partir du 1^{er} janvier 2006 dont celle de juillet 2009.

Les trois objectifs de notre projet consistent à : 1) Identifier les effets de l'application de la « Politique d'évaluation des PEVLs » sur la sécurité routière. 2) Inventorier les infractions commises par les conducteurs de véhicules lourds et par les PEVLs les plus courantes et leurs récurrences. Établir un lien statistique entre les types d'infraction des conducteurs de VLs et des PEVLs et les types d'accident. 3) Identifier et catégoriser les profils des conducteurs des VLs et des PEVLs et déterminer ceux qui sont les plus à risque sur le plan de la sécurité routière.

La première question que les différents intervenants dans ce dossier de sécurité routière sont en droit de se poser est la suivante : Est-ce que cette loi a été efficace pour réduire les accidents de la route et les infractions au Code de la sécurité routière? En d'autres termes, est ce que les mesures mises en place incitent d'avantage les conducteurs de véhicules lourds (VLs) et les PEVLs à avoir un comportement plus sécuritaire? Observons-nous une réduction significative des accidents de la route impliquant des PEVLs depuis 1999? Une partie de nos résultats de recherche propose une réponse à cette question. Notre hypothèse est que la réforme n'a peut-être pas modifié significativement les comportements des PEVLs parce que les différentes mesures administratives mises en place n'ont pas vraiment d'impact sur les coûts des PEVLs les plus risqués et sur les récidivistes. Il en est de même pour les conducteurs à risque qui peuvent

bénéficiaire du permis restreint pour éviter l'effet principal du permis à point, soit la révocation de permis après 15 points d'inaptitude.

Depuis 1992, la 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, il est important qu'une analyse des liens statistiques entre les types d'infractions et les taux d'accidents soit effectuée minutieusement, à l'aide des bons instruments statistiques, afin de vérifier si les nombres de points d'inaptitude accumulés ou les nombres d'infractions au code de la sécurité routière sont bien reliés aux nombres d'accidents. 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 d'accidents que représente une infraction. Le même exercice devrait être effectué avec les infractions transporteurs (TRP), infractions n'entraînant pas de point d'inaptitude au dossier. Comme déjà vérifié pour les accidents impliquant des conducteurs de véhicules de promenade, les infractions pour la vitesse excessive et celles pour les non-arrêts à des feux rouges ou à des panneaux d'arrêt devraient être les plus sensibles pour expliquer les taux d'accidents des conducteurs de véhicules lourds. Nous n'avons pas d'a priori en ce qui concerne les infractions transporteurs. Nous laissons parler les données mais certaines infractions devraient être corrélées aux accidents.

La troisième question de recherche proposée dans ce projet de recherche consiste à se demander comment identifier les conducteurs professionnels et les PEVL qui sont à risque. En plus de les identifier, cet exercice permettra également de vérifier jusqu'à quel point le groupe le plus risqué affecte significativement le bilan de la sécurité routière des véhicules lourds. Si c'est le cas, des mesures de prévention plus ciblées pourraient être mises en place. Cette identification permettra également à la SAAQ de cibler les récidivistes. Les sanctions pour ces derniers devraient différer et peuvent même correspondre à des retraits de permis ou à des droits de permis plus élevés, ce qui peut devenir coûteux pour ces conducteurs professionnels ou ces entreprises de transport. Notre principale hypothèse est qu'il y a beaucoup d'hétérogénéité entre les conducteurs de VLs et entre les PEVLs et que les risques les plus élevés sont probablement ceux des récidivistes. Ils ont peut-être une proportion relative élevée des accidents et des infractions au code de la sécurité routière.

Nous reproduisons ici les principales règles de la réglementation de la sécurité routière que nous avons jugées pertinentes pour le projet de recherche. Nous documentons aussi quelques dates importantes pour l'interprétation des résultats. Le nombre maximal de points d'inaptitude pour des infractions au code de la sécurité routière est de 15 points pour tous les titulaires d'un permis de conduire incluant des conducteurs professionnels. Cette règle existe depuis le premier janvier 1990 mais elle a commencé avec un maximum de 12 points. Un détenteur de permis qui accumule plus de 15 points voit son permis suspendu. Depuis 2011, les révocations de permis remplacent les suspensions mais cette date est en dehors de notre période d'analyse. Un détenteur de permis qui s'est vu imposer une suspension de permis pour une accumulation de 15 points d'inaptitude peut obtenir un permis restreint d'un juge de la Cour du Québec, s'il est capable de démontrer la nécessité de conduire un véhicule routier dans l'exercice de son travail principal. Il ne peut conduire que pour son travail avec un permis restreint. Si le conducteur est

sanctionné à nouveau durant la période de validité de son permis restreint ou ne respecte pas les conditions du permis, son permis de conduire est suspendu.

La tarification des permis de conduire pour tous les conducteurs est basée sur le nombre de points d'inaptitude depuis décembre 1992. En 2008 la SAAQ a amendé l'échelle des points à utiliser et on a introduit une formule d'indexation. Deux grèves des policiers ont été observées pendant la période de l'étude : entre le 1 octobre 1999 et le 31 août 2000 et entre le 1 mars 2005 et le 31 mai 2006. Depuis décembre 2006, les contrôleurs routiers peuvent délivrer des contreventions aux conducteurs de véhicules. La politique d'évaluation des transporteurs a été modifiée de façon significative le 1 juillet 1999 et le 15 septembre 2002. D'autres modifications administratives ont été réalisées après 2006.

Partie B - Pistes de solutions en lien avec les résultats et implications de nos travaux

Nos travaux s'adressent aux responsables de la sécurité routière de la Société de l'assurance automobile du Québec, plus particulièrement, les responsables de la sécurité routière des véhicules lourds. Ils s'adressent également aux dirigeants des entreprises de transport au Québec, aux conducteurs de véhicules lourds et aux responsables de la CTQ.

Le principal message de notre étude est que la réforme de 1999 n'a pas eu d'effet significatif sur le bilan de la sécurité routière au Québec lorsque nous comparons la population des PEVLs ayant des camions lourds et des tracteurs routiers (BCA, groupe cible) à celle de notre groupe témoin soit la population des détenteurs de permis de conduire des autres véhicules au Québec (incluant les véhicules lourds autres que les camions lourds et les tracteurs routiers). Le bilan de la sécurité routière, mesuré par les accidents totaux et les infractions à la sécurité routière, a progressé au même rythme pour les deux groupes durant les vingt années de l'étude. On a par contre observé une légère baisse relative des accidents avec dommages corporels après 2002 pour les BCA.

La première retombée immédiate pour les gestionnaires de la sécurité routière est qu'ils ont maintenant en main la meilleure base de données au monde pour bien comprendre tous les aspects de la sécurité routière des PEVLs et de conducteurs de VLs. Ces données individuelles sur une période de vingt ans peuvent être mises à jour à chaque année pour avoir un suivi continue des conducteurs et des PEVLs. Beaucoup d'effort de la part des analystes de la SAAQ ont été déployés durant la période de l'étude pour développer une méthode permettant de générer ces données et il serait malheureux que la méthode développée ne soit pas opérationnelle pour les intervenants en sécurité routière, même si cela pourrait entraîner des coûts supplémentaires. Des bénéfices significatifs en termes de blessés et de morts peuvent aussi être obtenus.

La seconde retombée immédiate est que nous avons développé une méthodologie pour identifier les risques individuels des PEVLs et des conducteurs de VLs. La méthode permet également d'identifier les récidivistes au cours des années précédentes. La méthode consiste à calculer l'espérance mathématique d'accidents annuelle de chaque PEVL et de chaque conducteur de VL pour l'année qui vient. Nous montrons que ces espérances mathématiques sont fonction des caractéristiques des PEVLs et des conducteurs de VLs 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 que les infractions

passées sont significatives pour expliquer les risques relatifs des PEVLs et des conducteurs de VLs sont plus stables lorsque nous utilisons les accidents totaux plutôt que seulement les accidents corporels.

Nous montrons que les risques relatifs sont directement liés aux infractions ou aux points accumulés l'année précédente pour approximer les risques individuels d'accidents. À l'aide de ces résultats nous avons construit des classes de risque qui montrent une grande hétérogénéité entre les PEVLs et entre les conducteurs de VLs. Ces informations pourraient être utilisées pour tarifier les droits d'enregistrement des véhicules lourds des transporteurs et les permis des transporteurs en fonction du dossier de conduite ou du risque d'accidents qu'ils représentent sur les routes. Elles pourraient être utilisées également pour tarifier les conducteurs de VLs à risque élevé différemment des conducteurs des véhicules de promenade.

Partie C - Méthodologies

Pour réaliser notre recherche nous avons utilisé différentes méthodologies selon les problématiques à étudier. Les données ont été obtenues de la SAAQ et représentent la population des conducteurs de VLs et des PEVLs au cours de la période 1991-2010 soit 20 ans.

Pour le premier objectif nous avons étudié l'évolution temporelle relative des accidents moyens totaux et corporels impliquant deux groupes de véhicules soit ceux des camions lourds et les tracteurs routiers des PEVLs (BCA, groupe cible) et ceux de l'ensemble des véhicules immatriculés à la SAAQ moins les BCA (groupe témoin). Les moyennes respectives sont par véhicule immatriculé. Pour cet exercice, toutes les données proviennent des documents officiels de la SAAQ. En effet nous n'avons pas pris les données individuelles de nos fichiers car celles-ci proviennent de deux sources différentes avec des méthodes de cueillette différentes et nous ne voulions pas que les résultats soient affectés par des méthodes de cueillettes de données différentes.

Pour cet objectif nous avons estimé un modèle de régression linéaire qui mesure l'évolution temporelle de la différence entre les moyennes annuelles des infractions ou des accidents en contrôlant pour la présence des BCA, les années, les années de récession et les années de changement de réglementation de la sécurité routière des PEVLs soit les deux principales années 1999 et 2002. Des régressions différentes ont été effectuées pour les accidents totaux et corporels et pour les infractions CSU. Plus de détails sur la méthodologie sont fournis dans l'annexe G.

Pour le second objectif nous avons utilisé les données individuelles obtenues de la SAAQ. Étant donné que nous ne travaillons pas sur des effets agrégés mais sur des effets individuels des PEVL et des conducteurs de VLs, nous ne pensons pas que les différences dans les cueillettes de données aient pu avoir un impact sur nos résultats. De toute façon, ayant un très grand nombre d'observations, les mêmes analyses peuvent être reprises sur un sous ensemble d'années avant ou après les réformes.

Nos analyses de risques relatifs entre les PEVLs sont réalisées par taille de flottes pour réduire les effets d'hétérogénéité entre les tailles de flottes que nous ne pouvons pas contrôler comme la gestion des conducteurs de véhicules lourds par les propriétaires d'entreprise. De plus, comme

nous nous intéressons aux distributions des nombres d'accidents, la probabilité d'avoir zéro accident en un an est très affectée par la taille d'une flotte de véhicules. Nous estimons deux types de modèles dépendant de leur performance relative pour prédire l'espérance mathématique d'accidents en utilisant les paramètres estimés. Nous avons regroupé 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 flottes) 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 CSU et transporteur (TRP) accumulées 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 puis estimé la distribution binomiale négative en utilisant la probabilité estimée d'avoir zéro accident pour pondérer les zéros de chaque flotte. Les modèles statistiques sont présentés dans l'annexe B.

Pour les conducteurs de VLs nous avons estimé deux types de modèle : le modèle de Cox et le modèle Poisson tronqué. Le modèle de Cox (annexe H) est un modèle dynamique qui permet de tenir compte du nombre de points d'inaptitude au moment de commettre un accident ou une infraction. Il permet ainsi de vérifier comment le nombre accumulé de points d'inaptitude affecte les incitations à la prudence et reflète une caractéristique du système de permis à points québécois : le conducteur ayant accumulé un certain nombre de points d'inaptitude devrait devenir plus prudent pour ne pas perdre son permis de conduire. Il permet également de tenir compte des permis restreints obtenus après avoir accumulé 15 points et plus, une composante importante pour les conducteurs professionnels.

Le modèle Poisson tronqué (à zéro, annexe F) permet d'estimer les distributions d'accidents d'une année en fonction des caractéristiques des conducteurs et de leur expérience passée en tant que conducteurs mesurée par les nombres d'infractions CSU et TRP accumulées l'année précédente. Nous avons dû utiliser un modèle tronqué car les données obtenues ne permettent pas d'identifier tous les détenteurs de permis professionnels qui n'ont pas d'accident ou d'infraction. Ce modèle, qui estime la distribution d'avoir un événement et plus, permet de vérifier si les infractions CSU et TRP accumulées à l'année t sont de bons prédicteurs des accidents à la période $t+1$. Il permet également de vérifier quelles sont les types d'infractions aux codes CSU et TRP qui sont les plus reliées aux accidents et de comparer les effets marginaux relatifs des différentes infractions sur les accidents, ce qui répond à un autre objectif de notre recherche.

Pour atteindre notre troisième objectif, nous avons construit des classes de risque en utilisant les résultats d'estimation des modèles BN pour les flottes de véhicules et Poisson tronqué pour les conducteurs professionnels.

Partie D - Résultats

D1. Données

Pour répondre aux objectifs de l'étude, la SAAQ nous a fourni une banque de données permettant de suivre le comportement des propriétaires, exploitants et conducteurs de véhicules lourds dans le temps de 1991 à 2010. Cette banque, préparée par MM Pierre Grimbert et René Gignac, en collaboration avec Mme Lyse Pelletier, représente une continuité d'une autre banque de données créée en 1997 par la SAAQ, avec une mise à jour effectuée en 1999, pour une étude antérieure. Nous avons donc accès à la population des PEVLs et des conducteurs de VLs sans connaître leur identité. Les étapes pour la sélection des données ont été les suivantes :

Le point de départ a été l'ensemble des transporteurs inscrits dans la table Dossier Transporteur Routier (VDOTROU1) en date du 31 décembre 2010. Les transporteurs figurant dans cette table sont ceux qui figuraient dans la table des transporteurs avant l'entrée en vigueur de la loi sur les PEVLs; qui se sont inscrits au registre des PEVLs de la CTQ depuis sa création et possèdent au moins un véhicule lourd tout en étant exemptés de l'inscription au registre. À partir des tables VDOTROU1, V_CLE_DPA et V_FUSION, les cas des numéros d'identification personnelle (NIP) invalides ou fusionnés ont été réglés et les données pertinentes du Dossier-Personne (table V_DOSPER) et du Registre des entreprises ont été ajoutées.

Les données relatives aux véhicules (V_AUTORISATION, V_VEHICULE et V_PLAQUE) et celles du dossier de vérification mécanique des véhicules (V_DOSVER) 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 sélectionnés, on a extrait les accidents (VRAACTR1), les infractions (VINFTRP1 et V_INFRACTION_CSU) et les sanctions (V_SANCTION) liés à ces transporteurs ou véhicules.

Afin de permettre d'établir un portrait des conducteurs des PEVLs, les accidents, infractions, sanctions et données du permis de conduire figurant au dossier de ces conducteurs ont été ajoutés. Cette opération a nécessité une vérification des NIP dans les tables V_CLE_DPA et V_FUSION. À partir de ces événements, le détail des véhicules lourds impliqués qui n'étaient pas mentionnés précédemment ont été ajoutés. Les détails des tables VPARIMP1, VVEACTR1 et des tables du système Accidents ont été ajoutés aux accidents.

Le registre des PEVLs, tenu par la CTQ et instauré par la loi concernant les PEVLs, a également été fourni. 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^{er} juillet 1999. La Politique d'évaluation continue des conducteurs de véhicules lourds est entrée en vigueur le 1^{er} 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.

Nous avons reçu une partie de cette base de données le 22 juin 2012. Le 14 août 2013, nous avons reçu pour les conducteurs de VLs, les accidents impliquant leur véhicule de promenade pour les années 1999 à 2010. Le 5 septembre 2013, nous avons reçu les infractions CSU et celles du code criminel (CC) commises au volant du véhicule de promenade des conducteurs de VLs

pour la période de 1999 à 2010. Le 22 octobre 2013, nous avons reçu l'ancienne base de données pour la période de 1990 à 1998 afin de l'intégrer à la nouvelle. Finalement, pour les années de 1999 à 2010, nous avons reçu tous les NIV des véhicules lourds associés aux PEVLs et immatriculés au 31 décembre de chaque année afin de connaître les tailles des PEVLs actifs.

D2. Statistiques descriptives des variables utilisées pour l'analyse statistique des accidents des PEVLs

L'annexe A présente les tableaux décrivant les statistiques des principales variables de l'étude des transporteurs ayant des camions lourds et des tracteurs routiers (BCA). L'annexe E présente les statistiques des PEVLs ayant des autobus. Dans cette section notre discussion détaillée est limitée à l'annexe A. Ces données proviennent des fichiers de la SAAQ. Elles couvrent toute la population des flottes de camions lourds et de tracteurs routiers (BCA) au Québec sur 20 ans soit de 1991 à 2010. Nous remarquons au tableau A1 que le nombre de PEVLs (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 PEVLs de taille 1 a par contre diminué alors que ceux des autres tailles ont augmenté. En fait, comme indiqué au tableau A 4, le nombre de camions lourds au 31 décembre de chaque année est passé de 91 164 en 1991 à 122 423 en 2010.

Le tableau A2 présente la répartition des PEVLs entre les activités économiques et le tableau A3 décrit l'évolution de l'arrivée des nouveaux PEVLs de même que l'évolution des fusions et acquisitions des PEVLs dans le temps. On ne voit pas 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. On remarque également une diminution constante du % des nouveaux PEVLs 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 % des PEVLs qui ont débuté au cours de l'année varient de 6,41 à 7,56 pour les années de 2001 à 2010. Les fusions ont par contre augmenté ce qui semble refléter une certaine consolidation de l'industrie durant la période d'analyse.

Le tableau A4 donne les nombres et moyennes d'accidents totaux et corporels impliquant un PEVL ayant des camions lourds. 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 n'est pas présente 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 91-98, a été préparée en 1999 et celle couvrant la période 99-10 a été préparée au cours du projet). Cette différence ne devrait pas affecter les analyses qui suivent sur les distributions d'accidents avec des données individuelles mais a été considérée sérieusement lorsque nous avons abordé l'effet de la réforme sur les accidents agrégés.

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 transporteurs

(TRP) ont augmenté à partir de 1999 (2000 dans le tableau A4), pour atteindre un sommet en 2004. 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 2001.

Le tableau A5 donne le détail de l'évolution des principales infractions CSU au cours des 20 années de l'étude. Pour toutes les infractions, 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.

Si maintenant nous abordons les infractions transporteur (TRP) présentées au tableau A6, nous observons que pour beaucoup d'entre elles (équipement, signalisation routière, règles de circulation, heures de conduite, matières dangereuses), il y a eu une augmentation importante après 1999 soit l'année de l'entrée en vigueur de la réforme. Les infractions plus traditionnelles comme la surcharge, la dimension excédentaire, le mauvais arrimage, la vérification mécanique n'ont pas eu d'évolution importante après la réforme de 1999. Le tableau A7 décrit des variables des caractéristiques des camions lourds par année. Ces variables sont utilisées comme variables de contrôle dans les différentes analyses des distributions d'accidents. L'annexe E présente des statistiques similaires pour les autobus scolaires (TAS) et les autobus non scolaires (TAB).

D3. Résultats des régressions sur les accidents totaux annuels des PEVLs.

Afin d'estimer les risques relatifs des différents PEVLs nous avons, dans un premier temps, estimé leurs distributions d'accidents sur la période 1991-2010, période qui comprend des années précédant et succédant la réforme de 1999. Afin de mieux nous concentrer sur les risques relatifs comparables pour les PEVLs, nous avons procédé à des analyses par taille de flotte. Nous avons dû regrouper les flottes de plus grandes tailles étant donné que leur nombre par taille n'était pas suffisant pour bien estimer les paramètres des modèles. Nous avons utilisé toutes les informations disponibles afin de bien contrôler les déterminants qui peuvent 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.

La description des modèles statistiques utilisés pour les régressions est présentée au début de l'annexe B. Les tableaux des résultats des régressions sont également présentés dans l'annexe B. Cette annexe comprend 21 tableaux correspondant à différentes tailles de flottes et à différents types de véhicules. Les choix des modèles statistiques estimés dépendent également 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 qui contient 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 dispersion α 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 deux modèles sont présentés dans la plupart des tableaux.

Puisque la taille de la flotte peut influencer la probabilité annuelle d'avoir zéro accident, nous avons dû modifier notre modélisation pour tenir compte du fait que, pour les flottes de plus grande taille, la probabilité d'avoir zéro accident est très faible. 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. Ce qui nous a obligés d'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, ce que la binomiale négative standard ne permettait pas d'obtenir pour ces tailles de flottes.

Une partie importante de notre mandat était de vérifier s'il y avait une relation statistique entre les accidents et les infractions accumulées. 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 accumulées l'année précédente $t-1$ dans l'estimation des distributions d'accidents de l'année courante t .

Les résultats des régressions des accidents totaux sont présentés dans les tableaux B1 à B13 de l'annexe B pour les BCA et dans les tableaux B14 à B 21 pour les autobus. Les principaux résultats de nos analyses des distributions des accidents totaux des BCA sont les suivants. C'est le secteur du camionnage (numéros d'activité économique 4561, 4562, 4563, 4564, 4565, 4569) qui a le plus d'accidents en général quoique ce résultat varie selon les tailles de flottes. Ces camions sont peut-être plus exposés au risque ayant probablement plus de kilométrage. Contrairement à l'intuition ce sont les plus vieux véhicules qui sont les plus sécuritaires alors que ce sont les plus jeunes flottes qui le sont.

Les résultats les plus intéressants et les plus stables concernent les nombres d'infractions CSU accumulés l'année précédente pour expliquer les nombres d'accidents de l'année courante. Pour toutes les tailles de flottes inférieures à 150 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. 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 trois 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, 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 possible également que les dirigeants des plus grandes flottes aient 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 qui sont le plus souvent significatives à 5 %, avec un coefficient positif, sont celles pour la surcharge axiale, la surcharge totale, le mauvais arrimage, la vérification mécanique et la non-vérification avant départ. Les infractions pour heures de conduite, matières dangereuses et dimension excédentaire sont significatives avec un signe positif seulement pour les flottes de très petite taille. Les années significatives sont indiquées en jaune. Leurs résultats doivent être interprétés en fonction de l'année 1999. On remarque que les années 2009 et 2010 ont des signes négatifs avec des ordres de grandeur très élevés. 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. Pour ce qui est des infractions TRP, les résultats sont moins stables d'une taille à l'autre, mais les infractions les plus régulières avec des coefficients positifs significatifs les plus élevés sont surcharge axiale, non vérification avant départ, mauvais arrimage et non vérification mécanique.

D'une 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. Les tableaux B14 à B21 présentent des résultats pour les les PEVLs ayant des autobus. Comme déjà mentionné leurs statistiques descriptives sont dans l'annexe E.

D4. Résultats des régressions sur les accidents corporels annuels des PEVLs

Nous avons refait l'exercice pour les accidents avec dommages corporels. Nous nous sommes limités aux tailles de flottes de sept véhicules et moins. Les résultats des sept régressions sont présentés dans l'annexe C. Les résultats pour les infractions CSU sont robustes au changement de variable dépendante sauf pour l'infraction non-port de la ceinture de sécurité qui est significative moins souvent (seulement 4 fois significative au lieu de sept fois pour les accidents totaux). Les variables infractions transporteurs sont aussi moins significatives que pour les accidents totaux. Seule l'infraction pour surcharge axiales est significative pour les sept tailles analysées.

D5. Identification des classes à risque des PEVLs

Une autre partie de notre mandat était d'identifier les flottes de véhicules qui sont à risque pour la sécurité routière. Les résultats sont présentés dans la table D1 de l'annexe D. Pour réaliser cette tâche nous avons utilisé les résultats obtenus des régressions précédentes sur les accidents totaux des camions lourds de l'annexe B. 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 de l'annexe B et des valeurs des différentes variables des PEVLs.

Nous avons ensuite ordonné les espérances mathématiques d'accidents et construit 100 groupes ordonnés de 1 % des observations.

Pour déterminer le quartile de la classe de risque la moins risquée d'une taille de PEVLs, nous avons utilisé le pourcentage des PEVLs ayant zéro accidents. Par exemple, dans le groupe des PEVLs à un camion, 93 % des PEVLs ont eu zéro accident. Ensuite nous avons placé dans la première classe de risque les PEVLs ayant les espérances mathématiques les plus faibles jusqu'au quartile de 93 %, soit ceux ayant une espérance mathématique moyenne d'accidents égale à 8,22%.

Il nous restait 7 % de PEVLs à classer. Nous avons donc utilisé les 7 groupes de 1 % restant que nous devons maintenant classer 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 % du nombre d'observations de chaque classe restante fixés, nous ordonnons les espérances mathématiques d'accidents par ordre croissant dans chaque classe. Par exemple, la seconde classe de risque des PEVLs de 1 camion contient 3 % des PEVLs ayant une espérance mathématique moyenne de 18,89% et ainsi de suite. Les PEVLs 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 5 310 sur les 20 ans de l'étude et représentent 1% des observations. Les flottes de taille 3 les plus à risque d'accidents 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.

Au tableau D2, nous reprenons l'exercice en modifiant deux aspects. D'une part nous représentons les classes de risque pour l'année 2010 et non pour toutes les années. Cela a l'avantage de donner une vision plus à court terme et plus opérationnelle. De plus comme les petits tableaux au-dessus de ceux des classes de risque l'indiquent, les infractions des deux types sont maintenant agrégées dans les régressions. Les autres paramètres des régressions ne sont pas reportées mais ils sont très similaires à ceux de l'annexe B. D'une taille de flotte à une autre, nous observons que les paramètres des infractions CSU sont plus grands que ceux des TRP. Ces paramètres ont été estimés avec les données sur les 20 ans. Par contre ici pour le calcul des espérances mathématiques d'accidents nous n'utilisons que les données de 2010 pour les caractéristiques et celles de 2009 pour les infractions des deux types. Donc la SAAQ pourrait utiliser des paramètres stables estimés sur plusieurs années (à mettre à jour de temps en temps) et utiliser ces paramètres pour classer les flottes d'une année à une autre en utilisant les informations courantes et celles de l'année précédente.

Nous avons aussi ajouté les moyennes des deux types d'infractions de 2009 utilisées pour les calculs des espérances mathématiques d'accidents. Les chiffres sur les classes de risque de la table D2 sont par taille de flotte et non par véhicule. Notez aussi que nous utilisons les mêmes percentiles pour diviser les cinq classes de risque que dans la table D1 pour des raisons de comparaison mais aussi pour des raisons de stabilité des résultats.

Comme nous n'avons 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 nombres d'accidents ont baissé dans le temps. Pour

la taille 1, nous avons 254 mauvais risques avec une moyenne d'accidents de 19,25% contre une moyenne pour la bonne classe de risque de 4,63%. Les plus mauvais risques ont accumulé 2,73 points CSU et 4,0 points TRP alors que ceux dans la meilleure classe de risque ont accumulés en moyenne 0,14 points CSU et 0,16 points TRP ce qui montre bien qu'il y a une grande hétérogénéité entre les flottes d'une même taille. Des classes de risque basées sur les accidents corporels sont présentées dans le tableau D3.

D6 Analyse des distributions d'accidents des conducteurs de véhicules lourds

Un autre objectif de notre programme de recherche consiste à établir un lien entre les infractions des conducteurs des VLs et les types d'accidents. Pour atteindre cet objectif, nous utilisons le modèle de comptage Poisson tronquée à zéro pour estimer les distributions d'accidents annuels (tous les accidents, les accidents corporels, les accidents responsables) en fonction de différentes variables de contrôle et des types d'infractions cumulées l'année précédente, et pour comparer les effets marginaux des différents types d'infractions sur les différents types d'accidents. Ces modèles seront utilisés également pour construire des classes de risque des conducteurs de véhicules lourds.

La description détaillée du modèle utilisée est présentée à l'annexe F. Cette annexe présente également des statistiques descriptives sur les variables que nous avons utilisées en mettant l'emphase sur les différentes infractions au code de la sécurité routière (CSU) des individus comme conducteurs de véhicules lourds et comme conducteurs de véhicules de promenade (tableaux F1 à F6). Nous documentons également des statistiques sur différentes infractions n'entraînant pas de points d'inaptitude que nous décrivons comme des infractions transporteur (TRP) et nous montrons comment ces variables peuvent être reliées aux risques d'accidents des conducteurs de véhicules lourds (tableaux F20 à F25).

Les tableaux F1 à F6 présentent des statistiques descriptives sur les conducteurs de véhicules lourds. Au cours de la période d'analyse, il s'est commis au volant d'un BCA 12 491 infractions, en moyenne annuelle, entraînant l'inscription de points d'inaptitude, le minimum ayant été de 8 584 en 1991, et le maximum de 15 954 en 2001. Il convient de noter que le rythme de travail des policiers de la Sûreté du Québec a été ralenti par deux grèves en 2000 et en 2005. De plus, depuis le 20 septembre 2001, certaines infractions au Code de la sécurité routière entraînant plus de points d'inaptitude au dossier ont été ajoutées, de même que dix nouvelles infractions. Depuis, le 1^{er} avril 2008, des sanctions plus sévères ont été mises en place contre la vitesse excessive. Par ailleurs, depuis le 1^{er} juillet 2008, une nouvelle infraction s'est ajoutée, soit l'interdiction de conduire un véhicule avec un téléphone cellulaire à la main.

La majorité des infractions entraînant l'inscription de points d'inaptitude pour les camions lourds est constituée d'excès de vitesse. Les autres types d'infractions les plus importantes sont l'omission de se conformer à un feu rouge, l'omission de se conformer à un panneau d'arrêt ou à des signaux d'un agent et l'omission de porter la ceinture de sécurité. L'ordre d'importance varie selon l'année.

La majorité des infractions entraînant l'inscription de points d'inaptitude pour les autobus autres que scolaires (TAB) et les autobus scolaires (TAS) est constituée d'excès de vitesse. Parmi celles-

ci, ce sont les excès de vitesse de 21 à 30 km/h au-dessus de la limite permise qui sont les plus fréquentes. Les autres types d'infractions les plus importantes sont l'omission de se conformer à un feu rouge, l'omission de se conformer à un panneau d'arrêt ou à des signaux d'un agent et l'omission de porter la ceinture de sécurité. L'ordre d'importance varie selon l'année que l'infraction a été commise.

Les tableaux F7 à F13 présentent les résultats des estimations du modèle Poisson tronqué réalisées pour relier les infractions des conducteurs au volant d'un véhicule lourd et au volant d'un véhicule de promenade à leurs accidents annuels au volant d'un véhicule lourd. Étant donné la nature du modèle économétrique Poisson tronqué, le modèle estime la probabilité d'avoir un accident et plus au cours d'une année en fonction de l'âge du conducteur durant l'année de l'accident, des années des accidents et des infractions accumulées par le conducteur de véhicule lourd l'année précédente. Nous devons spécifier que, pour les infractions passées, nous ne connaissons pas le statut du conducteur durant l'année précédente lorsqu'il n'a pas eu d'évènements. Le fait d'avoir zéro infraction comme conducteur de véhicule lourd peut être expliqué par le fait qu'il a été prudent ou parce qu'il ne conduisait pas le type de véhicule lourd analysé durant cette année. À la limite il aurait pu conduire un autre type de véhicule lourd.

Chaque tableau est structuré de la façon suivante. Le modèle 1 explique les accidents au volant d'un véhicule lourd en fonction de l'âge du conducteur durant l'année de l'accident, de l'année de l'accident et du nombre total d'infractions CSU au volant d'un véhicule lourd de la même catégorie de véhicule l'année précédente et en fonction des infractions CSU au volant d'un véhicule de promenade de l'année précédente. Le modèle 2, détaille les types d'infractions de l'année précédente les plus importantes tout en conservant les autres variables.

Pour les conducteurs de camions lourds et tracteurs routiers (BCA), nous remarquons, du modèle 1 des tableaux F7, F8 et F9, que les infractions au volant d'un BCA ont un coefficient positif pour expliquer les trois types d'accidents BCA analysés (totaux, corporels et responsables) mais que les infractions au volant d'un véhicule de promenade ne sont significatives que pour les accidents totaux (F7) et responsables (F9). De plus, lorsque significatifs, les coefficients des infractions au volant d'un véhicule de promenade sont moins élevés que ceux au volant d'un BCA. Toutes les infractions analysées avec le modèle 2 pour les accidents totaux et les accidents responsables ont un coefficient positif et significatif.

Du modèle 2 des différents tableaux F7 à F9, nous remarquons que les poids relatifs des différentes infractions au volant d'un BCA sont assez semblables d'un type d'accident à un autre (si on exclut encore une fois les accidents corporels) avec les infractions pour la vitesse excessive et les omissions de se conformer à des arrêts comme étant les plus significatives. Il en est de même pour les deux types d'infractions au volant d'un véhicule de promenade retenues.

Pour les conducteurs d'autobus scolaire, on remarque aux tableaux F10, F11, F12, que moins d'infractions sont significatives mais que les mêmes que pour les BCA reviennent lorsque significatives. Nous avons beaucoup moins d'observations pour ces régressions sur les autobus que pour les BCA. Pour les autobus autres que scolaire (tableau F13), les infractions des deux

types sont encore moins significatives pour expliquer les accidents totaux. Seules les infractions d'omission de se conformer à un feu rouge et à un arrêt sont significatives.

D7 Classes de risque pour les conducteurs de véhicules lourds

A l'aide de ces résultats statistiques, nous avons construit des classes de risque pour les conducteurs de véhicules lourds en utilisant une méthodologie semblable à celle développée pour les flottes de véhicules. Quelques différences doivent être mentionnées. Pour les flottes de véhicules nous avons accès à toutes les informations sur les flottes même lorsque celles-ci n'étaient pas impliquées dans des événements (accidents ou infractions). Ici nous ne comparons que les conducteurs qui ont eu au moins un accident durant la période considérée, ce qui explique le fait que les espérances mathématiques d'accident sont élevées même pour les conducteurs de la classe de risque 1. De plus, puisqu'il s'agit de conducteurs comparables quel que soit la taille de la flotte, nous avons une seule table par type de véhicule.

Les résultats sont présentés dans les tableaux F14 à F17. Nous avons des classes de risque par type de véhicule impliqué, type d'accident (total, corporel, et responsable) sur deux périodes. La première période correspond à celle de l'étude soit de 1991 à 2010, alors que la deuxième période donne des classes de risque pour l'année 2010 seulement. Dans les deux cas nous utilisons les mêmes paramètres estimés sur toute la période, mais dans le second cas nous utilisons seulement les informations sur les infractions en 2009 pour calculer les espérances mathématiques d'accidents en 2010. Dans les deux cas, nous documentons dans les tables de risque le nombre moyen d'infractions CSU au volant de leur véhicule lourd et le nombre moyen d'infractions CSU total au volant de tous les véhicules conduits durant la période.

Encore une fois nous observons qu'il y a beaucoup d'hétérogénéité entre les conducteurs de véhicules lourds et cette hétérogénéité est très bien expliquée par les nombres d'infractions. Si par exemple nous regardons le tableau F17, l'espérance mathématique d'accident calculée pour l'année 2010 varie de 1,08 à 1,17 de la classe 1 à la classe 5 pour les conducteurs de BCA alors que leurs nombres moyens d'infractions en 2009 passe de 0,017 à 2,20 au volant d'un BCA et de 0,017 à 2,36 au total. Il est aussi intéressant de remarquer que les chiffres de la classe de risque 5 pour les accidents totaux et les accidents responsables sont très similaires en ce qui concerne les nombres d'infractions cumulées en 2009 (comparaison des chiffres de la classe de risque 5 entre le tableau F17 et le tableau F19). En fait, nous avons pu vérifier que les 107 conducteurs du tableau F17 se retrouvent également dans la classe 5 du tableau F19.

D8 Infractions transporteurs (TRP) et accidents des conducteurs de véhicules lourds

Nous avons également vérifié si les infractions transporteurs obtenues par un conducteur de véhicule lourd affectaient les taux d'accidents des conducteurs tout comme elles affectent les taux d'accidents des flottes de véhicules. Les statistiques sur les différentes infractions sont présentées dans les tableaux F20 à F22. Les résultats des principales régressions se retrouvent dans les tableaux F23 à F25 pour la période 2001 à 2010. Pour les conducteurs de BCA, ces infractions sont significatives pour expliquer les taux d'accidents dans le modèle 3 mais seules les

infractions dimension excédentaire et non-respect des normes relatives aux heures de repos et de conduite sont significatives dans le modèle 4 pour expliquer les accidents totaux et responsables. Ces infractions ne sont pas significatives pour les accidents corporels (F24) ni pour les autobus (non présentés).

D9 Étude des comportements dynamiques de sécurité routière des conducteurs de véhicules lourds

Un autre objectif de cette étude était d'analyser les profils de risque des conducteurs de véhicules lourds en établissant un lien entre les points d'inaptitude accumulées 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.

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 les conducteurs de véhicules lourds. L'étude du comportement des conducteurs de véhicules lourds introduit deux problématiques nouvelles. D'une part, ces conducteurs travaillent pour un employeur qui a lui-même ses propres 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.

La seconde problématique réside dans le fait que les conducteurs de véhicules lourds sont aussi des conducteurs de véhicules de promenade et il est difficile de séparer les deux rôles. 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 accumulés 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.

Pour atteindre cet objectif, 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^{er} janvier 1992 au 31 décembre 2010. Nous n'avons pas eu accès aux conducteurs qui avaient zéro accident ou zéro infraction au code de la sécurité routière. Ce qui veut dire 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.

La période d'observation de la variable dépendante de chaque conducteur est définie comme étant la période entre la date du premier et du dernier événement disponible sur la période du projet (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 pour estimer les fonctions de risque d'infractions et d'accidents. Ce modèle permet d'identifier, de façon dynamique, les effets incitatifs sur la sécurité routière de la tarification du permis de conduire et du permis à points puisque que nous utilisons le nombre de points accumulés au moment de chaque événement, contrairement aux analyses de la section D6 où nous considérons les risques d'accident des conducteurs à la période t en fonction des infractions à la période $t-1$. Dans les paragraphes qui suivent nous mettons l'emphase sur les conducteurs de BCA même si des résultats sont présents dans l'annexe H pour toutes les catégories de conducteurs de véhicules. Ce choix est expliqué essentiellement par le fait que, pour ce type de véhicules, il a beaucoup plus de conducteurs, un atout pour bien estimer le modèle de Cox.

Les résultats du tableau H1 indiquent bien que les risques de commettre une infraction comme conducteur de BCA sont croissants en fonction du nombre de points d'inaptitude accumulés au volant d'un BCA jusqu'à un cumul de 10 points et atteignent un certain plafonnement après 10 points accumulés, dans le sens que ceux qui ont plus de dix points ne sont pas statistiquement différents de ceux qui ont accumulés 10 points : tous les rapports de risque estimés supérieurs à 10 points ne sont pas significativement différents de celui à 10 points, 13,60. Mais la fonction de risque n'est pas monotone croissante. En effet, le rapport de risque à 3 points est inférieur à celui de 2 points et celui de 9 points est inférieur à celui de 8 points. Ces deux seuils ont une certaine interprétation économique car le seuil de quatre points est un seuil d'augmentation de tarification des droits de permis sur toute la période alors que celui de dix points est devenu aussi un seuil de changement de tarification après 2008. De plus, le seuil de neuf points peut indiquer à plusieurs conducteurs qu'ils se rapprochent dangereusement du seuil de 15 points de suspension de permis, même si la lettre d'information de la SAAQ est envoyée à 7 points.

Lorsque l'on regroupe les catégories homogènes (non statistiquement différentes) comme dans le tableau H2 les seuils de trois points et de neuf points demeurent différents et ceux ayant 10 points et plus demeurent très risqués malgré la menace de perte de permis. Ces résultats semblent indiquer que les conducteurs révèlent leurs risques jusqu'à un certain seuil de points accumulés (hétérogénéité non observable) et deviennent plus prudents par la suite pour ne pas perdre leur permis de conduire ou pour ne pas payer des primes d'assurance trop élevées (risque moral). Les 1 696 observations d'irréductibles (correspondant à 940 conducteurs de BCA) ne semblent pas être sensibles aux incitations économiques reliées au retrait de permis. Plus de 4,5 % des 940 conducteurs ont commis plus de 4 infractions CSU ayant déjà cumulé 10 points d'inaptitude. D'une 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 résultats du tableau H44 confirment les résultats du tableau H3 sur la période 2000-2007 soit avant les changements de tarification et ils sont représentés à la figure H1. On voit bien les effets incitatifs des seuils 3 et 9 qui font baisser les risques d'avoir une nouvelle infraction. Lorsque nous

regardons cette figure, il faut avoir à l'esprit que les nombres de conducteurs baissent à chaque seuil de points accumulés au cours des deux dernières années, ce qui peut aussi d'expliquer pourquoi certains coefficients ne sont pas significatifs au-delà de 10 points. Ces résultats sont également confirmés sur la période 2008-2010 dans la table H44 et la figure H2. Les conducteurs qui ont plus de 10 points demeurent des risques beaucoup plus élevés; la menace de perte de permis ne semble pas trop les inquiéter.

Si maintenant nous utilisons tous les points d'inaptitude accumulés, les résultats sont un peu différents comme indiqué au tableau H4. Le seuil de trois points a encore un rapport de risque plus faible que le seuil 2, mais les seuils 5 et 6 sont aussi moins risqués que ceux à 7-8 et 4. Cette fois c'est le regroupement 9-10 qui devient moins risqué que 7-8 et c'est le groupe 11 et plus qui demeure le plus risqué. Il semble ici que le seuil de tarification 7-9 affecte ceux qui ont 5 et 6 points mais tous ceux qui ont plus de 11 points demeurent les plus risqués. Des résultats de la même régression mais sur la période 2000-2007 donne essentiellement les mêmes résultats que ceux discutés dans le tableau H 42 : les seuils de 3 points et de 9 points ayant des baisses par rapport au seuil précédant. Nous remarquons également que le groupe de 10 points et plus est homogène.

Les résultats sont moins robustes lorsque nous étudions l'évolution des accidents. Regardons les résultats de la table H14 qui relie le risque d'accidents total en fonction du nombre total de points d'inaptitude au volant d'un camion lourd. Nous remarquons que le seuil de trois points est encore moins risqué que celui de 2 points de même que les seuils 5, 6, 7, 8 sont moins risqués que le seuil 4. Le groupe 9-10-11-12 est le plus risqué. Mais les groupes 13 et plus ont des risques d'accident moins élevés que le groupe 9-10-11-12! Pour le moment, nous n'avons pas d'explication pour ce résultat surprenant. Certains diront que les conducteurs qui ont 13 points et plus conduisent plus prudemment pour ne pas perdre leur permis et ont moins d'accidents mais nous avons vu également que ceux qui ont plus de 10 points sont les plus à risque pour accumuler des infractions CSU. Mais ce ne sont peut-être pas les mêmes conducteurs : en effet, des 940 conducteurs de BCA ayant cumulé 10 points d'inaptitude du tableau H2 seulement 98 ont 13 points et plus dans le tableau H 14, représentant le groupe le moins à risque de commettre un accident. Une autre discussion de ces comparaisons est présentée à la fin du document.

D10 Analyse des effets de la Politique d'évaluation des PEVLs sur la sécurité routière

Nous rapportons ici les principales conclusions de l'analyse présentée dans l'annexe G. Comme déjà mentionné, notre objectif était d'évaluer l'effet relatif de la Politique d'évaluation des PEVLs sur les accidents des PEVLs lorsque comparés à ceux des autres véhicules. Nous avons utilisé les camions lourds et tracteurs routiers (BCA) comme groupe cible et l'ensemble des autres véhicules comme groupe témoin pour les accidents totaux et pour les accidents corporels. Si nous regardons les résultats des effets de la réforme sur les deux distributions des accidents totaux, les résultats de nos analyses indiquent qu'un évènement a un effet négatif sur les deux distributions d'accidents totaux en 1999 et après mais que cet effet n'est pas différent entre les deux groupes car le coefficient de la variable d'interaction BCA n'est pas significatif.

Il semblerait que les changements de la politique d'évaluation des PEVLs n'aient pas eu d'effet significatif sur l'évolution relative des accidents totaux entre les deux groupes. Par contre un évènement durant l'année 1999 a eu un effet négatif sur les nombres d'accidents totaux des groupes de véhicules. Cet effet peut être expliqué par le changement de seuil utilisé pour enregistrer un accident avec dommages matériels (seulement) dans les fichiers de la SAAQ effectué en 1999 puisqu'il affecte les deux groupes de l'étude.

Nos analyses nous permettent de conclure qu'il y a eu un effet de l'année 2002 sur les taux d'accidents corporels des BCA car l'évolution temporelle des accidents corporels des deux groupes diffèrent avant et après l'année 2002. La baisse des taux d'accidents corporels des BCA après 2002 est plus rapide que celle du groupe témoin. De plus, en effectuant un test de différence entre les moyennes des taux d'accidents corporels des BCA avant et après l'année 2002, nous vérifions que la moyenne avant l'année 2002 (2,27%) est significativement plus élevée que celle après l'année 2002 (2,04%) avec une valeur-*p* de 3%. Les deux moyennes sont donc statistiquement différentes à plus de 5% mais l'effet réel sur les accidents corporels est négligeable (0.23%) Comme nous n'avons pas pu documenter d'autres changements sur la façon d'enregistrer les accidents corporels à partir de 2002, nous attribuons l'effet obtenu au changement de politique de 2002. Finalement, nous avons vérifié que les deux années de changement de politique (1999 et 2002) n'ont pas eu d'effet significatif sur les taux d'infractions au code de la sécurité routière des conducteurs des BCA lorsque comparés au conducteurs de voitures de promenade, une conclusion qui se rapproche du rapport MTQ-SAAQ-CTQ (2007).

Partie E- Pistes de recherche

Les principaux résultats de cette recherche ouvrent la porte à plusieurs pistes de recherche.

E1 Utilisation de la base de données et ses mises à jour

La base de données qui a été créé pour ce projet a demandé beaucoup d'énergies au personnel de la SAAQ et probablement des ressources financières importantes. Il serait important que la SAAQ investisse des ressources pour mettre à jour ces données de façon régulière afin d'alimenter les besoins d'information pour améliorer la sécurité routière. Ces données peuvent être utiles pour des projets internes et pour des recherches externes.

E2 Établir une tarification des flottes en fonction des performances en sécurité routière

Pour le moment les coûts de renouvellement des permis des flottes de véhicules à la CTQ et ceux de l'enregistrement des véhicules à la SAAQ ne sont pas basés sur les performances relatives des flottes de véhicules en termes de sécurité routière. Nos résultats statistiques ont démontré qu'il y avait beaucoup d'hétérogénéité entre les risques d'accidents des flottes et que cette hétérogénéité est corrélée aux infractions au code de la sécurité routière. Il en est de même avec les infractions transporteur (TRP) mais dans une moindre mesure.

E3 Établir une tarification des conducteurs de véhicules lourds

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 de promenade mais le comportement des plus risqués peut être influencé par l'accès au permis restreint. Une étude plus approfondie

des conducteurs ayant plus de 10 points serait importante. Combien sont récidivistes? Combien ont un permis restreint? Quels sont les taux d'accidents et d'infractions de ceux qui ont un permis restreint?

E4 Limite de notre recherche sur les liens entre risque d'accident et risque d'infraction pour ceux qui ont plus de 10 points d'inaptitude

Le manque de temps ne nous ont pas permis d'approfondir l'analyse de ces conducteurs à risque et de comprendre pourquoi certains ont moins d'accidents alors que d'autres continuent d'accumuler des points d'inaptitude. Nous savons que ceux qui ont moins d'accidents constituent un sous-ensemble de ceux qui accumulent des points mais nous n'avons pas analysé en détail les différences de comportement. Par contre, le tableau qui suit est révélateur des pistes à suivre.

Le tableau H2 rapporte 1 696 observations cumulant 10 points CSU et plus au volant d'un BCA. Ces observations correspondent à 940 conducteurs de BCA. Comme le tableau plus bas l'indique, seulement 123 d'entre-deux n'ont pas commis d'infraction CSU au volant d'un BCA après avoir cumulé 10 points et plus durant notre période d'analyse. Au cours de la période, des 940 conducteurs ayant 10 points et plus, 817 commettront une infraction CSU et plus au volant d'un BCA dont 74 en commettront plus de 3 tout en ayant déjà cumulé 10 points et plus au moment de commettre une infraction.

Tableau 1 : Analyse des conducteurs ayant 10 points d'inaptitude et plus

Nombre de fois que le conducteur de camions lourds est présent avec 10 points et plus au volant d'un camion lourd au moment de commettre une infraction 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

Des 817 conducteurs de BCA, 98 conducteurs ont également cumulé 13 points et plus au moment d'être impliqué dans un accident au volant d'un BCA (tableau H14). Ces 98 conducteurs correspondent à seulement 29% des 338 conducteurs sur 411 observations ayant cumulé 13 points et plus au volant d'un camion lourd au moment d'être impliqué dans un accident au volant d'un camion lourd, tel que rapporté au tableau H14. Les deux populations à risque semblent être très différentes.

Partie F- Références bibliographiques

Angers, J.F., Desjardins, D., Dionne, G., Guertin, F., Vehicle and Fleet Random Effects in a Model of Insurance Rating for Fleets of Vehicles , *Astin Bulletin* 36, 1, 25-77, mai 2006.

Cameron A.C., Trivedi P.K. (1986). Econometric Models Based on Count Data: Comparisons and Applications of Some Estimators. *Journal of Applied Econometrics*, 1(1):29-53.

- Cameron A.C., Trivedi P.K. (1990). Regression-based tests for overdispersion in the Poisson model. *Journal of Econometrics*, 46:347-364.
- Cox, D. R., (1972). Regression Models and Life Tables. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 34 (1972), 187–220.
- Creel M. et Loomis J.B. (1990). Theoretical and empirical advantages of truncated count data estimators for analysis of deer hunting in California. *American Journal of Agricultural Economics*, 72:434-442.
- Dionne, G., Pinquet, J., Maurice, M., Vanasse, C., (2011) Incentive Mechanisms for Safe Driving: A Comparative Analysis with Dynamic Data », *Review of Economics and Statistics* 93, 1, 218-227.
- Dionne, G., Michaud, P.C., Pinquet, J. (2013). A review of recent theoretical and empirical analyses of asymmetric information in road safety and automobile insurance». *Research in Transportation Economics* 43, 85-97.
- Dionne, G., Michaud, P.C., Dahchour, M. (2013) 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.
- Edman, D., Jackson, L., Sinko, A. (2008). Zero-inflated Poisson and zero-inflated negative binomials models using the COUNTREG procedure. SAS Global Forum 2008.
- Elvik, R. (2013). Paradoxes of rationality in road safety policy. *Research in Transportation Economics* 43, 62-70.
- Hausman, J.A., B.H. Hall, Z. Griliches (1984) “Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents– R&D Relationship,” *Econometrica* 52, 909-938.
- 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, 75 p.
- Mullahy J. (1986). Specification and testing of some modified count data models. *Journal of Econometrics*, 33:341-365
- Lambert, D. (1992). Zero-inflated Poisson regression, with an application to defects in manufacturing. *Technometrics* 34, 1-14.
- Prentice R.L., Williams BJ, Peterson A.V (1981). On the regression analysis of multivariate failure time data. *Biometrika* 68(2), 373-379.
- Savage, I. (2012). Reflections on the economics of transportation safety. *Research in Transportation Economics* 43, 1-8.
- Savage, I. (2011). A structural model of safety and safety regulation in the truckload trucking industry. *Transportation Research Part E: The Logistics and Transportation Review* 47, 249–262.
- 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), 209–223.