Étienne BLAIS et Marc OUMET

CRIMINOLOGUE, ÉCOLE DE CRIMINOLOGIE,
UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

(2005)

“L'effet des interventions légales
sur les accidents mortels et associés
à la conduite avec facultés affaiblies
au Québec entre 1980 et 2001”

Un document produit en version numérique par Jean-Marie Tremblay, bénévole,
professeur de sociologie au Cégep de Chicoutimi

Courriel: jean-marie_tremblay@uqac.ca

Site web pédagogique : <http://www.uqac.ca/jmt-sociologue/>

Dans le cadre de la collection: "Les classiques des sciences sociales"

Site web: <http://classiques.uqac.ca/>

Une collection développée en collaboration avec la Bibliothèque
Paul-Émile-Boulet de l'Université du Québec à Chicoutimi

Site web: <http://bibliotheque.uqac.ca/>

Cette édition électronique a été réalisée par Jean-Marie Tremblay, bénévole, professeur de sociologie au Cégep de Chicoutimi à partir de :

Étienne BLAIS et Marc OUIMET

“L'effet des interventions légales sur les accidents mortels et associés à la conduite avec facultés affaiblies au Québec entre 1980 et 2001”.

Un article publié dans la revue **Canadian Journal of Criminology**, vol. 47, no 3, juillet 2005, 21 pages. Toronto University Press.

M Marc Ouimet, criminologue, nous a accordé le 11 septembre 2006 son autorisation de diffuser électroniquement cet article.

Courriel : marc.ouimet@umontreal.ca ou ouimetm@ere.umontreal.ca

Polices de caractères utilisée :

Pour le texte: Times New Roman, 14 points.

Pour les citations : Times New Roman, 12 points.

Pour les notes de bas de page : Times New Roman, 12 points.

Édition électronique réalisée avec le traitement de textes Microsoft Word 2004 pour Macintosh.

Mise en page sur papier format
LETTRE (US letter), 8.5'' x 11''

Édition numérique réalisée le 22 mars 2007 à Chicoutimi, Ville de Saguenay, province de Québec, Canada.

Table des matières

[Résumé](#)

[Introduction](#)

[La théorie de la dissuasion appliquée à la conduite avec facultés affaiblies](#)

[*Effets des lois et des programmes policiers*](#)

[*Problématique*](#)

[Méthodologie](#)

[*Source des données*](#)

[*L'opérationnalisation des variables*](#)

[*Méthodes d'analyse statistique*](#)

[Résultats](#)

[*Évolution des accidents mortels au Québec, 1980 à 2001*](#)

[*Résultats des analyses AREG*](#)

[*Répression et prévention des accidents mortels*](#)

[Discussion](#)

[Conclusion](#)

[Références](#)

[Annexe 1.](#) Coefficients de régression non standardisés pour le modèle des accidents mortels pour 10 000 titulaires

Étienne BLAIS et Marc OUIMET

**“L'effet des interventions légales sur les accidents mortels et associés
à la conduite avec facultés affaiblies au Québec entre 1980 et 2001”.**

Un article publié dans la revue **Canadian Journal of Criminology**, vol. 47,
no 3, juillet 2005, 21 pages. Toronto University Press.

Résumé

[Retour à la table des matières](#)

La conduite avec facultés affaiblies par l'alcool (CFA) étant une cause importante des accidents mortels, plusieurs pays ont promulgué des lois pour dissuader ce comportement. Bien que plusieurs évaluations témoignent de la capacité des lois à améliorer le bilan routier, cette position ne fait pas l'unanimité chez les criminologues. Plusieurs reproches aux évaluations de ne pas opérationnaliser les concepts reliés à la théorie de la dissuasion, ce qui ne permet pas de bien comprendre pourquoi la loi se solde par un succès ou un échec. Notre étude prend en considération les critiques précédentes. Nous optons pour une méthode évaluative qui intègre les actions des différentes instances pénales et nous opérationnalisons nos variables, en tenant compte des concepts centraux à la théorie de la dissuasion. Nos résultats montrent que l'augmentation de la probabilité d'être incarcéré (combinée à un maintien élevé des arrestations policières) et les campagnes médiatiques accompagnant la loi C-18 de 1985 ont significativement fait diminuer les accidents mortels associés à la conduite avec facultés affaiblies au Québec entre 1980 et 2001. Pour cette pé-

riode, nous estimons à un peu moins de 2 000 le nombre d'accidents mortels prévenus par l'augmentation de la probabilité d'être incarcéré.

Driving while impaired by alcohol (DWI) is an important factor in fatal road accidents. Consequently, many countries have enacted laws to deter this behaviour. Although studies have concluded that such laws can improve road safety, criminologists do not unanimously support these findings. Many believe that these studies do not operationally authenticate the concepts linked to the theory of deterrence and, therefore, cannot accurately identify those mechanisms responsible for the success or failure of the laws. The present study takes these criticisms into account. The research is based on an assessment model that integrates the variety of legal actions possible according to the basic concepts of the theory of deterrence. Our results show that the increase in the likelihood of being incarcerated, combined with a continued intense policy of police arrests and media campaigns following the introduction of Bill C-18, yielded significant reductions in fatal accident rates associated with DWI in Quebec between 1980 and 2001. For this period, we estimate that approximately 2,000 fatal accidents were prevented as a result of the increased likelihood of incarceration.

Introduction

[Retour à la table des matières](#)

Depuis les trente dernières années, le volume annuel des accidents mortels évolue de manière plutôt singulière dans les pays occidentaux. Après avoir atteint des sommets historiques au tournant des années 1970, leur nombre a considérablement diminué dans les années 1980. La tendance à la baisse s'est maintenue dans les années 1990, quoique dans des proportions plus faibles que celle observée dans les années 1980 (Evans 2004). Entre 1970 et 2001, par exemple, la mortalité routière a baissé de 45% au Canada et de 63% au Québec.

Face à l'augmentation des accidents mortels, les pays occidentaux ont adopté différentes politiques. Certains pays, comme les États-Unis, ont promu l'installation de dispositifs de sécurité sur les véhicules (spécialement le sac gonflable) pour diminuer la sévérité des blessures en cas d'accidents alors que d'autres pays tels, que le Canada, l'Angleterre et l'Australie, se sont attaqués aux conduites routières risquées dans le but de prévenir les

accidents sérieux (Evans 2004). La conduite avec facultés affaiblies par l'alcool (CFA) fut identifiée comme un facteur important des accidents mortels. En réponse à ce problème, des lois furent promulguées dans le but de faire diminuer la CFA. Ces lois prévoient des peines plus sévères pour les conducteurs pris en infraction, donnent plus de pouvoir aux policiers et établissent un taux d'alcoolémie illégal ¹. Au Canada, la loi C-18, promulguée en 1985, apportait des modifications majeures au Code criminel ². Elle prévoyait des peines proportionnelles aux préjudices causés aux victimes lors d'accidents et la suspension automatique du permis de conduire.

Même si plusieurs études concluent à l'efficacité des lois, cette position ne fait pas l'unanimité au sein de la communauté scientifique (Landreville, Deslandes et Leboeuf 1985 ; Mann, Macdonald, Stoduto, Bondy, Jonah et Shaikh 2001). On reproche aux études, d'une part, de ne pas prendre en considération les facteurs liés à l'environnement et à l'automobile et, d'autre part, de proposer une opérationnalisation lacunaire du stimulus étudié. Si la responsabilité des facteurs environnementaux et liés à l'automobile a été largement surestimée (Evans 2004), il en va autrement pour les critiques portant sur l'opérationnalisation du stimulus. Les recherches évaluant l'efficacité des lois expliquent la diminution des accidents mortels à l'aide de la théorie de la

¹ Au Canada, la limite légale est de 0,08 mg d'alcool par 100 ml de sang.

² Les études font souvent référence au projet de loi C-19, mais ce dernier ne fut pas adopté, car des élections furent déclenchées. Le projet de loi C-18, présenté par le ministre de la justice John Crosbie sous le gouvernement Mulroney, prévoyait les mêmes dispositions. La Chambre des communes adopta le projet le 24 avril 1985 et la loi entra en vigueur le 4 décembre 1985. De nouvelles dispositions furent ajoutées aux chapitres 18 et 19 de la Loi fédérale sur le droit pénal. Ces dispositions figurent aujourd'hui aux alinéas 253 à 259 du chapitre 36 du Code criminel canadien.

dissuasion. Or, les recherches comportent de nombreuses lacunes qui émanent, entre autres, d'une opérationnalisation limitée des notions centrales à la théorie de la dissuasion (Cohen 1984). Comme le rapportent Landreville et al. (1985) : « Dans la plupart des études où l'on fait état du succès ou de l'échec des mesures pénales, le stimulus est mal défini et est même à toute fin pratique inconnu » (20). Il est donc impossible de bien comprendre pourquoi la loi est suivie ou non d'une baisse des accidents.

Pour palier les problèmes préalablement soulignés, nous débutons en présentant les concepts centraux à la théorie de la dissuasion et, par la suite, nous opérationnalisons validement ces mêmes concepts. Nous tenons également compte des actions des différentes instances pénales impliquées dans l'application de la loi (Cohen 1984). À l'aide d'analyses de séries chronologiques, nous poursuivons deux objectifs : 1) évaluer les effets respectifs de la probabilité d'être arrêté pour CFA, de la probabilité d'être incarcéré pour CFA et des campagnes médiatiques sur les taux annuels d'accidents mortels survenus au Québec entre 1980 et 2001, et 2) estimer le nombre d'accidents mortels prévenus par la répression de la CFA.

La théorie de la dissuasion appliquée à la conduite avec facultés affaiblies

[Retour à la table des matières](#)

Les premiers adeptes de la théorie de la dissuasion classique avancent que, pour être efficace, une peine doit être suffisamment sévère, c'est-à-dire proportionnelle aux torts causés à la victime, certaine et appliquée avec célérité (Beccaria 1764/1965). Les lois récentes promulguées pour contrer la conduite avec facultés affaiblies (CFA) prévoient des peines plus sévères et accordent davantage de pouvoir aux policiers qu'auparavant. C'est en augmentant la probabilité d'être arrêté et la vraisemblance d'avoir une peine sévère que l'on veut dissuader les conducteurs de prendre le volant après avoir bu.

Dans la littérature, on fait la distinction entre la dissuasion simple, qui vise à prévenir la récidive de l'individu puni, et la dissuasion générale, qui s'adresse aux délinquants potentiels (Cusson 1998). En matière de sécurité routière, ce n'est pas en punissant les conducteurs pris en infraction que l'on espère diminuer la CFA, mais en informant les délinquants potentiels des conséquences négatives reliées à un tel comportement (Ross 1992). Même si les lois confèrent davantage de pouvoir aux forces policières, les risques d'arrestations demeurent relativement bas. Pour cette raison, les lois sont généralement

accompagnées de campagnes médiatiques visant, entre autres, à informer les automobilistes des conséquences légales associées à la CFA, à promouvoir les normes sociales, à associer la CFA aux risques de blessures graves et à étiqueter le conducteur intoxiqué comme irresponsable et dangereux (Elder, Shults, Sleet, Nichols, Thompson et Rajab 2004).

Étant donné que la dissuasion générale soutient qu'un individu s'abstient d'agir criminellement de peur d'être puni, des théories furent élaborées afin d'englober les autres effets de la peine, les dispositions prévues par la loi et l'influence des médias. Andenaes (1974) parle de prévention générale, ce qui lui permet de faire la distinction entre les effets dissuasifs et éducatifs de la loi. En augmentant la probabilité d'être arrêté ou d'être puni sévèrement, on peut dissuader ou exercer un effet moralisateur (Gibbs 1975 ; Andenaes 1974 et 1978 ; Snortum 1990). À court terme, les automobilistes peuvent se conformer à la loi de peur d'être punis mais, à long terme, ces mêmes automobilistes peuvent adopter une conduite conforme à force d'habitude ou par changement de valeurs (Gibbs 1975). En ce sens, la peine « [...] as a concrete expression of society's disapproval of an act helps to form and to strengthen the public's moral code and thereby creates conscious and unconscious inhibitions against committing crime » (Andenaes 1974 : 8). La théorie avance qu'en intensifiant les contrôles policiers, il se créerait également un contexte où les automobilistes seraient plus réceptifs aux messages publicitaires (Elder et al. 2004).

Effets des lois et des programmes policiers

[Retour à la table des matières](#)

Les revues synthèses et les méta-analyses évaluant les programmes policiers rapportent que ces derniers sont efficaces à prévenir les accidents associés à la CFA (Peek-Asa 1999 ; Blais et Dupont 2004 ; Mäkinen, Zaidel, Anderson, Biecheler-Fretel, Rainer, Cauzard, Elvik, Goldenbeld, Gelau, Heidstra, Jayet, Nilsson, Papaioanou, Quimby, Rehnova et Vaa 2003). Bien que les études utilisent rarement des indicateurs permettant d'identifier la relation entre la répression et la baisse proportionnelle d'accidents (Mäkinen et al. 2003), ces stratégies policières se caractérisent par une augmentation des contrôles policiers et la tenue de campagnes médiatiques (Peek-Asa 1999 ; Elder et al. 2004 ; Blais et Dupont sous presse).

Les études portant sur l'efficacité des lois arrivent à des conclusions plus mitigées (Landreville et al. 1985 ; Mann et al. 2001). Dans certains cas, la loi est suivie d'une baisse appréciable des accidents (Smith 1986 ; Gaudry, Fournier et Simard 1995a ; Norstrom 1997 ; Voas, Tippetts et Fell 2000), tandis que, dans d'autres cas, aucun changement significatif n'est observé (Ross 1975 et 1978 ; Foss, Stewart et Reinfurt 2001 ; Bernhoft et Behrendorff 2003). Ces recherches quasi-expérimentales utilisent généralement des séries chronologiques interrompues et sont rigoureuses sur le plan méthodologique. Par contre, il en va autrement lorsqu'il est question d'opérationnaliser les concepts centraux à la théorie de la dissuasion (Cohen 1984 ; Landreville et al. 1985) et de rendre compte de l'ensemble des activités des instances impliquées dans l'application de la loi (Mäkinen et al. 2003). Ces recherches prennent une seule variable pour refléter l'entrée en vigueur de la loi. Cette approche ne rend pas compte de l'intensité à laquelle la loi est appliquée et ne fait pas la distinction entre les actions des différentes instances impliquées. Conséquemment, il est impossible d'identifier clairement les facteurs associés à la réussite ou à l'échec de la loi.

Pourtant, les propositions formulées pour expliquer les baisses des accidents varient de façon étrange. Après avoir évalué l'effet de la loi californienne de 1982 à l'aide de séries chronologiques interrompues, Rogers et Schoenig (1994) associent la baisse des accidents mortels reliés à l'alcool aux campagnes médiatiques établies par le groupe MADD (Mothers Against Drunk Driving). Utilisant également des séries chronologiques interrompues, Norstrom (1997) a évalué la loi suédoise introduite en juillet 1990. Il attribue la baisse de 9,7 % des accidents mortels au pouvoir symbolique de la loi. De son côté, Ross (1973) a évalué l'effet du « British Safety Act » de 1967 sur les accidents mortels. Selon lui, la loi britannique a eu un effet dissuasif à court terme ; suite à son entrée en vigueur, les accidents mortels ont considérablement chuté, mais ils sont revenus à leur niveau antérieur, faute de contrôles policiers rigoureux pour accompagner les campagnes médiatiques.

Les méthodologies employées dans les recherches ne permettent pas de faire de telles interprétations des résultats (Cohen 1984 ; Landreville et al. 1985 ; Gaudry et al. 1995a). Les recherches préalablement citées reconnaissent également les effets de la peine comme étant indépendants les uns des autres ; de plus, elles sont basées sur une prémisse qui sous-entend que la promulgation d'une loi est suivie de son application systématique. Or, ce sont plutôt l'application de la loi et les campagnes médiatiques qui risquent d'influencer la perception du risque d'être puni et d'inculquer de nouvelles valeurs aux conducteurs (Homel 1993). Andenaes (1974 et 1978) soutient qu'une augmentation soudaine dans la probabilité d'être arrêté mènera au désistement criminel, car les gens auront peur des conséquences de la peine. Cependant, une exposition prolongée à des peines sévères et probables peut modifier les valeurs des gens par rapport à un comportement proscrit, mais auparavant légal.

Pour identifier adéquatement les mécanismes légaux qui peuvent faire diminuer les accidents mortels, nous devons suivre une démarche qui prend deux considérations. Premièrement, il faut s'intéresser à l'application de la loi qui est faite par les différentes autorités pénales. Dans notre cas, nous devons tenir compte des arrestations policières et des peines décernées par les juges pour CFA. De plus, les campagnes médiatiques doivent être considérées. Deuxièmement, l'opérationnali-

sation des indicateurs relatifs aux arrestations policières et aux peines prononcées par les juges doivent être valides ; c'est-à-dire en accord avec les concepts centraux de la théorie de la dissuasion.

Nous savons que les lois donnent davantage de pouvoir aux policiers et prévoient des peines plus sévères pour les contrevenants. Pour que ces mesures soient efficaces, il importe qu'elles soient appliquées avec un minimum de rigueur. Dans notre cas, le concept de la certitude de la peine revêt une importance centrale. La certitude de la peine fait référence à la probabilité d'être arrêté pour un acte prohibé. Un indicateur valide de la certitude de la peine doit prendre la forme d'une variable intervalle. Dans les recherches criminologiques contemporaines, on opérationnalise une telle variable en divisant le nombre d'arrestations par le nombre de crimes connus (Yu et Liska 1993 ; Firebaugh et Gibbs 1985 ; Kasarda et Nolan 1979). Ce ratio (variable de rapport) reflète les risques d'être arrêté. Par exemple, s'il y a une arrestation pour dix introductions par effraction, nous obtenons un ratio de 1/10.

L'utilisation de variables intervalles est également cruciale pour identifier le type de relation entre l'intensité de la répression et les variations dans les taux de criminalité. Les relations ne sont pas toujours linéaires. Parfois, il faut dépasser un seuil minimum de certitude avant de constater des baisses des taux de criminalité ciblés (Tittle et Rowe 1974 ; Brown 1978 ; Chamlin 1991 ; Yu et Liska 1993). L'utilisation de variables continues permet aussi de mieux comprendre la relation entre deux phénomènes (Blalock 1973 ; Mäkinen et al. 2003) et aide à clarifier la réflexion théorique entre deux variables (Blalock 1973).

Problématique

[Retour à la table des matières](#)

Les évaluations des programmes policiers (caractérisés par une intensification des contrôles et l'implantation de campagnes médiatiques), rapportent qu'ils sont efficaces à réduire les accidents associés à la CFA (Peek-Asa 1999 ; Mäkinen et al. 2003 ; Blais et Dupont 2004). Par contre, il en va autrement lorsque l'on se penche sur les résultats

des études qui estiment les effets des lois. De nombreuses interrogations persistent quant aux facteurs pouvant être responsables du succès ou de l'échec des lois. On reproche souvent à ces recherches de ne pas opérationnaliser de manière valide les concepts centraux à la doctrine dissuasive et de ne pas différencier les actions posées par les instances impliquées (Cohen 1984 ; Landreville et al. 1985).

Pour surmonter les limites préalablement identifiées, nous étudions les effets de différents facteurs sur les taux annuels d'accidents mortels et associés à la CFA enregistrés au Québec entre 1980 et 2001. Pour palier la critique touchant la validité des indicateurs et faire la distinction entre les actions des policiers et des tribunaux, nous utilisons deux variables : 1) la probabilité de se faire arrêter pour CFA et 2) la probabilité d'être incarcéré pour CFA. Finalement, faute d'indicateur plus précis, nous utilisons une variable dichotomique représentant les campagnes médiatiques implantées en décembre 1985, suite à l'entrée en vigueur de la loi C-18. Même si notre indicateur des campagnes médiatiques n'est pas optimal, notre démarche permet de distinguer les effets respectifs des arrestations policières, des peines d'incarcération et des campagnes médiatiques sur les taux d'accidents.

Afin d'estimer avec précision l'effet des interventions légales sur les accidents mortels et associés à la CFA, notre modèle statistique est spécifié en ajoutant des indicateurs relatifs à la proportion des jeunes conducteurs (16 à 24 ans) dans le bassin des usagers du réseau routier, à la demande routière, à la consommation de litres de bière par habitant et au taux de chômage. Tel que mentionné au départ, nous poursuivons deux objectifs : 1) évaluer les effets respectifs de la probabilité d'être arrêté pour CFA, de la probabilité d'être incarcéré et des campagnes médiatiques sur les taux annuels d'accidents mortels survenus au Québec entre 1980 et 2001 ; 2) estimer le nombre d'accidents mortels prévenus par la répression de la CFA.

Méthodologie

Source des données

[Retour à la table des matières](#)

Les données sur les infractions de conduite avec facultés affaiblies (CFA) et les peines décernées pour ce délit sont compilées dans le cadre du programme de Déclaration uniforme de la criminalité (DUC). Il s'agit des infractions déclarées par l'ensemble des corps policiers oeuvrant sur le territoire du Québec, soit les corps municipaux, la Sûreté du Québec (SQ) et la Gendarmerie Royale du Canada (GRC). Quant aux statistiques des accidents routiers, elles proviennent de rapports remplis par les policiers et informatisés par la suite. Les rapports d'accidents contiennent de l'information sur la gravité des blessures (pour le conducteur et les passagers), le moment de l'accident (heure, jour, mois, année), l'endroit (type de route), le sexe et l'âge du conducteur. La Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ) est l'organisme responsable de l'administration des données portant sur les accidents, la composition du parc automobile, la demande routière et les usagers du réseau routier.

L'opérationnalisation des variables

Les accidents mortels et associés à la CFA

Les statistiques officielles sur les infractions de conduite avec facultés affaiblies (CFA) comportent un large « chiffre noir », car elles proviennent presque exclusivement des activités policières (Tremblay 1996 ; Tardif 2003). Les statistiques nous renseignent davantage sur les arrestations policières que sur le volume réel des infractions. Pour représenter la fréquence de la CFA, il existe une autre alternative qui consiste à utiliser des mesures approximatives de la conduite en état d'ébriété. Ces mesures font référence aux accidents où l'alcool est en cause.

Des échantillons d'urine et de sang sont prélevés sur les scènes d'accidents graves et mortels au Québec seulement depuis 1999. Il est donc impossible de baser nos analyses sur de longues séries d'accidents où la preuve d'alcool est irréfutable. Il est cependant possible d'utiliser des catégories d'accidents qui surviennent au moment de forte consommation d'alcool et qui reflètent la gravité des accidents impliquant l'alcool. Les accidents mortels comportent une importante proportion de conducteurs intoxiqués par l'alcool (Tremblay 1996 ; Sweedler 2002 ; Dussault, Brault, Bouchard et Lemire 2004). Cette proportion est particulièrement évidente lors des accidents mortels de nuit et ceux survenant les fins de semaine. Ces derniers s'avèrent des mesures approximatives valides de la CFA (Noordzij 1983 ; Norstrom 1997 ; Peek-Asa 1999 ; Voas et Tippetts 1999). Trois variables dépendantes prenant la forme de taux furent créées : 1) nombre d'accidents mortels pour 10 000 titulaires de permis de conduire ; 2) nombre d'accidents mortels de nuit (minuit à 3 h) pour 100 000 titulaires ; 3) nombre d'accidents mortels de fin de semaine (vendredi au dimanche) pour 10 000 titulaires.

L'opérationnalisation des concepts liés à la dissuasion

Pour opérationnaliser les concepts relatifs à la théorie de la dissuasion, il est nécessaire d'utiliser des variables de rapport (Kasarda et Nolan 1979 ; Firebaugh et Gibbs 1985 ; Yu et Liska 1993). Un indicateur valide de la certitude de la peine doit refléter la probabilité qu'un acte délinquant soit détecté par les autorités policières ou qu'une peine soit décernée. Dans un premier temps, un indicateur valide de la probabilité d'être arrêté par les policiers s'obtient en divisant le nombre d'arrestations par le nombre de crimes connus (arrestations pour CFA / déplacements impliquant la CFA). Dans un second temps, un indicateur valide de la probabilité d'obtenir une peine s'obtient en divisant le total d'une peine spécifique décernée pour un crime donné par le nombre d'arrestations réalisées pour ce même crime (peines d'emprisonnement pour CFA / arrestations pour CFA).

Même si l'emploi de variables de rapport est justifié par la nature des concepts reliés à la théorie de la dissuasion (Kasarda et Nolan 1979), l'utilisation de ces variables à des fins prédictives soulève des

objections ³. Dans cette étude, nous adoptons la position de Firebaugh et Gibbs (1985) : l'utilisation de ce type de variables ne produit pas d'erreur d'estimé dans les modèles de régression et permet de déceler des relations causales et des coefficients d'analyses fiables, voire supérieurs, à ceux provenant de variables à composante unique, en raison d'une moindre variance et d'une maximisation de l'homoscédasticité. Nos analyses incluent trois variables relatives à la théorie de la dissuasion : 1) la probabilité d'être arrêté pour CFA ; 2) la probabilité d'être incarcéré pour CFA ; 3) les campagnes médiatiques entourant la loi C-18.

La probabilité d'être arrêté pour CFA

La première variable représente la probabilité d'être arrêté pour CFA. Elle se calcule en divisant le nombre d'arrestations pour CFA par le nombre d'accidents associés à la CFA, soit une addition des accidents mortels de nuit et de fin de semaine. Étant donné qu'il n'existe pas de données exactes sur le nombre de déplacements faits avec facultés affaiblies de 1980 à 2001, nous utilisons une mesure approximative comme dénominateur. Il faut noter que cette variable ne s'interprète pas comme un indicateur traditionnel de la probabilité d'être arrêté (p. ex. une chance sur 1 000). Cette variable doit être interprétée de manière comparative d'une année à l'autre. Plus la valeur de la variable augmente, plus la probabilité d'être arrêté est élevée.

La probabilité d'être incarcéré pour CFA

La deuxième variable représente la probabilité d'être incarcéré suivant une arrestation pour CFA. Il s'agit de la peine la plus sévère qui peut être décernée pour cette infraction. Cette variable de rapport est

³ Les équations sont controversées, car la variable dépendante et la variable indépendante se composent en partie de termes identiques (le nombre de crimes) et en conséquence, les estimés produits par les analyses seraient subjectifs. Il existerait une dépendance statistique au niveau de la définition des variables (Firebaugh et Gibbs 1985 ; Logan 1982). Ces critiques peuvent paraître justifiées, mais il n'existe pas de commun accord entre les chercheurs sur l'utilisation des variables de rapport et, à notre connaissance, aucune étude n'a su démontrer l'ampleur de la dépendance statistique et dans quelles proportions cette dernière influence les résultats.

calculée en divisant le nombre de peines d'incarcération par le nombre d'arrestations pour CFA. Pour en faciliter l'interprétation, nous avons converti la variable de manière à ce qu'elle représente le nombre de peines d'incarcération pour 1 000 arrestations.

Les campagnes médiatiques entourant la loi C-18

Afin d'intégrer à notre modèle les campagnes médiatiques, nous prenons en compte l'entrée en vigueur de la loi C-18 comme troisième variable. La loi C-18 fut accompagnée de publicités (au contenu différent) visant à informer les gens sur les conséquences légales associées à la CFA, à les sensibiliser aux conséquences négatives d'une telle conduite, à les inciter à consommer modérément et à les renseigner sur les mesures alternatives à la CFA (p. ex. faire appel à un taxi ou nommer un conducteur désigné). Cette donnée devient une variable dichotomique, faute d'indicateur plus précis. Il est fort probable que les campagnes varient en termes d'intensité et de contenu d'une année à l'autre (Elder et al. 2004). Nous devons tenir compte de cette limite lors de l'interprétation des résultats. Étant donnée que cette loi est entrée en vigueur en décembre 1985, son effet est mesuré à compter de 1986. Les unités d'analyse de 1986 à 2001 reçoivent la valeur 1 et celles avant 1986, la valeur 0.

Les autres facteurs susceptibles d'influencer les taux d'accidents mortels

Proportion de titulaires de permis de conduire de 16 à 24 ans

Les conducteurs de 16 à 24 ans représentent un groupe à risque. L'inexpérience des jeunes conducteurs (Rosenberg et Martinez 1996), leur moindre tolérance à l'alcool (Vogel-Sprott et Sdao-Jarvie 1989 ; Howat, Sleet et Smith 1991), leur importante prise de risques (Assum 1997) et leur violation plus fréquente des règlements du Code de la route (Stewart 1993 ; Janssen 1994) sont d'importants facteurs contribuant à l'augmentation des risques d'accidents mortels (Evans 2004). Notre variable est opérationnalisée en divisant le nombre de titulaires de permis de conduire de 16 à 24 ans par le nombre total de titulaires de permis de conduire.

L'estimation du kilométrage parcouru par automobiliste

Selon une série de modèles économétriques, la demande routière (le kilométrage parcouru) serait le meilleur prédicateur des accidents et de leur gravité (Blum et Gaudry 1999 ; Gaudry 1984 ; Gaudry et al. 1995a). Selon les résultats du modèle « Demande routière, accidents et leur gravité, 2e version » (DRAG-2), une hausse de 10% du kilométrage parcouru entraînerait avec certitude une augmentation de 7,5% des accidents mortels au Québec.

Pour estimer le kilométrage parcouru annuellement, nous utilisons la formule développée par Gaudry et al. (1995a) dans le modèle DRAG-2. Habituellement, l'estimation du nombre de kilomètres parcourus est calculée de la façon suivante :

$$\text{Km total} = \text{litres de carburant} / (\text{litre}/100 \text{ km}) * 100$$

Cette formule comporte cependant des limites qui sont corrigées dans le DRAG-2. Le DRAG-2 tient compte de la composition du parc automobile, de l'effet de laboratoire (les véhicules consomment davantage en réalité qu'en laboratoire) et de la surconsommation hivernale. Une fois le kilométrage annuel calculé, nous avons divisé ce chiffre par le nombre de titulaires de permis de conduire.

Consommation de litres de bière par personne

La consommation d'alcool altère les capacités cognitives et les aptitudes motrices de l'automobiliste, le soumettant ainsi à des risques accrus d'accidents dont la gravité tend à s'intensifier à mesure que la concentration d'alcool dans le sang augmente (Mayhew et Simpson 1990 ; Ferrara 1992 ; Keall, Frith et Patterson 2004 ; Krüger et Volrath 2004). Une concentration aussi faible que 0,02 mg d'alcool par 100 ml de sang, influencerait les capacités du conducteur (Moskowitz et Fiorentino 2000). Ceci étant pris en considération, ce ne sont pas tous les alcools qui risquent d'avoir une incidence égale sur la prévalence de la CFA ; les différents types de boissons alcoolisées se consomment dans des contextes variés et souvent en quantités différentes. Berger et Snortum (1986) ont démontré que les automobilistes conduisant avec les facultés affaiblies boivent principalement de la

bière. Pour leur part, Voas et al. (2000) ont observé une corrélation partielle positive entre les accidents impliquant l'alcool et la consommation de bière aux États-Unis.

Notre variable représente la consommation annuelle de litres de bière de chaque habitant, ce qui comprend la consommation à domicile, dans les restaurants et les bars. Le Québécois moyen buvait 117,30 litres de bière en 1980, tandis qu'en 2001, la consommation est de 93,30 litres (11,4 caisses de 24 bouteilles de 341 ml).

Le taux de chômage

Cette statistique correspond à la proportion d'individus qui ne travaillent pas actuellement, mais qui sont à la recherche d'un emploi. Bien que le taux de chômage soit une statistique saisonnière, une moyenne annuelle fut calculée pour les besoins de l'étude. Le taux de chômage est calculé en rapportant le nombre de personnes sans emploi sur la population active.

Le sens de la relation entre la proportion de sans emploi et les accidents routiers diverge d'une étude à l'autre. En se basant sur les résultats du DRAG-2, « une augmentation du ratio du nombre de personnes sans emploi par titulaire de permis de conduire se traduirait par une réduction du nombre des accidents de toutes les catégories » (Gaudry, Fournier et Simard 1995b : 4). Cette relation peut s'expliquer, entre autres, par une diminution de la demande routière lors du ralentissement de l'économie.

En utilisant le taux de chômage de l'ensemble de la population, Voas et al. (2000) ont constaté qu'une hausse de cet indicateur est responsable d'une augmentation significative des accidents mortels impliquant l'alcool aux États-Unis entre 1982 et 1997. Bien que les résultats des études de Gaudry et al. (1995a) et de Voas et al. (2000) pointent dans des directions opposées, il faut noter que les deux études divergent quant à l'indicateur de chômage utilisé, à l'espace géographique, à la période temporelle et aux catégories d'accidents étudiées. Si l'étude de Voas et al. (2000) se penche plus précisément sur la CFA, celle de Gaudry et al. (1995a) analyse les volumes et les taux d'accidents en tenant compte de leur gravité.

Méthodes d'analyse statistique

[Retour à la table des matières](#)

Nous débutons par des analyses descriptives pour commenter l'évolution des différents types d'accidents mortels et associés à l'alcool survenus sur les routes du Québec entre 1980 et 2001. Par la suite, nos variables indépendantes sont intégrées dans un modèle auto-regressive (AREG), qui prédit les taux d'accidents mortels.

Étant donné que nous utilisons des séries chronologiques constituées de données annuelles, les modèles traditionnels de régression linéaire risquent de produire des coefficients biaisés. Nous risquons d'observer de l'autocorrélation entre les valeurs de nos variables dépendantes (Lewis-Beck 1980). Pour contrôler cette autocorrélation, Box et Jenkins (1970) ont développé la méthode « auto-regressive, integrated, moving-average » (ARIMA). Tout comme la régression, l'ARIMA vise à prédire, mais permet d'inclure des termes autorégressifs (AR) et de moyennes mobiles (MA) dans l'équation. Ces derniers font respectivement référence aux observations précédentes et à leurs termes d'erreur. Au besoin, la procédure permet de différencier (I) la série chronologique pour la stabiliser.

La modélisation ARIMA comprend trois étapes : 1) l'identification ; 2) l'estimation ; 3) le diagnostic (McCleary et Hay 1980 ; Tabachnick et Fidell 2001). Lors de l'identification, des matrices sont utilisées pour déceler la présence de corrélations entre les valeurs de la variable dépendante. Dans l'ensemble des cas, les séries des taux d'accidents mortels affichent de l'autocorrélation à $t-1$. Cela signifie que le taux d'accidents de l'année étudiée peut être partiellement prédit par le taux d'accidents de l'année précédente. En optant pour un modèle autorégressif (1,0,0), nous contrôlons l'autocorrélation entre les observations des temps t et $t-1$.

Lors de l'estimation, nous évaluons la validité prédictive des paramètres relevés lors de l'identification. Dans notre cas, il s'agit du pa-

ramètre autorégressif (1,0,0) ⁴. Dans l'étape du diagnostic, les termes d'erreurs sont examinés. Ces derniers doivent être distribués normalement et les matrices d'autocorrélation doivent être de bruit blanc, ce qui témoigne de l'absence de corrélation entre les résidus (McCleary et Hay 1980 ; Tabachnick et Fidell 2001). Pour les trois séries d'accidents, nos modèles remplissent ces conditions.

Résultats

Évolution des accidents mortels au Québec, 1980 à 2001

[Retour à la table des matières](#)

La figure 1 présente l'évolution des accidents mortels et des taux d'accidents mortels au Québec entre 1980 et 2001. Les quatre séries d'accidents suivent une courbe descendante, même si une légère recrudescence est relevée entre 1982 et 1985. En comparant les courbes, nous observons que les diminutions les plus importantes sont observées pour les taux d'accidents mortels de nuit et de fin de semaine. Le tableau 1 indique que les accidents mortels ont diminué de 57,2% au Québec entre 1980 et 2001. Les baisses des taux d'accidents mortels de nuit et de fin de semaine sont de 73,0 % et 62,8 % respectivement.

Conjointement à ces observations, le tableau 1 montre que la proportion des accidents mortels associés à la conduite avec facultés affaiblies (CFA) est de plus en plus faible dans le total des accidents mortels. Par exemple, 22,5% des accidents mortels survenaient entre minuit et 3 h en 1980. Ce pourcentage a diminué de 36,9% entre 1980 et 2001 pour atteindre 14,2%. Il en va de même pour les accidents mortels de fin de semaine. Ces derniers représentaient 55,3% de tous les accidents mortels en 1980. En 2001, ce pourcentage est de 48,0%. Ces données nous amènent à formuler deux observations plus générales. Premièrement, les données montrent que la CFA a diminué entre

⁴ Lorsque nous avons un modèle de type (1,0,0), nous parlons d'un modèle AREG, car il contient un seul paramètre autorégressif.

1980 et 2001 (Sweedler 2002). Deuxièmement, la baisse des accidents mortels semble être associée à la diminution de la CFA.

Les données sur les infractions, la probabilité d'être arrêté pour CFA et la probabilité d'être incarcéré pour CFA sont présentées dans le tableau 2 ; le tableau montre une diminution de 36,3% du nombre d'infractions connues pour CFA entre 1980 et 2001. Nous pourrions avancer qu'il s'agit d'un ralentissement des opérations policières. Par contre, cette interprétation est peu réaliste. D'une part, les taux d'accidents associés à la CFA ont diminué considérablement au cours de la même période (Sweedler 2002) et, d'autre part, les programmes d'application sélective de la loi (PAS) pour l'alcool au volant furent implantés en 1990 (Société de l'assurance automobile au Québec 2004). Ces programmes visent à concentrer les interventions policières à des endroits stratégiques pour en maximiser la visibilité et contrôler le plus d'automobilistes possibles. Selon toute vraisemblance, la baisse observée dans les infractions connues serait attribuable à une diminution de la CFA sur les routes québécoises.

Les données du tableau 2 montrent également que le volume des accidents mortels varie inversement à la probabilité d'être arrêté et à la probabilité d'être incarcéré pour CFA. Alors que les accidents mortels ont baissé de 57,2 % entre 1980 et 2001, les probabilités d'être arrêté et d'être incarcéré ont augmenté respectivement de 46,3% et de 16,7%. La figure 2 permet de visualiser l'évolution des courbes des deux indicateurs associés aux actions des instances pénales.

La figure 2 indique que la probabilité d'être arrêté pour CFA a connu une augmentation marquée à partir de 1985 et 1986, ce qui coïncide avec l'entrée en vigueur de la loi C-18. Même si la courbe de la probabilité d'être arrêté est ponctuée de légères variations, la tendance à la hausse est plutôt linéaire et se maintient jusqu'en 2001. Cependant, il en va autrement pour la probabilité d'être incarcéré pour CFA. Cet indicateur a connu plus de fluctuations que celui de la probabilité d'être arrêté. La probabilité de se faire incarcérer se maintient au-dessus de 90/1 000 (90 incarcérations pour 1 000 infractions) de 1981 à 1985. Entre 1986 et 1990, la probabilité d'être incarcéré est à son plus bas avec, en moyenne, 67,2 incarcérations pour 1 000 infrac-

tions. Depuis 1991, la probabilité demeure constamment au-dessus de 100.

Résultats des analyses AREG

[Retour à la table des matières](#)

Le tableau 3 présente les résultats des analyses multivariées ⁵. Celui-ci inclut deux modèles. Dans le premier modèle, seules les variables relatives à la théorie de la dissuasion sont prises en compte. Dans le deuxième modèle, les variables associées à la doctrine dissuasive et les variables contrôles sont intégrées. L'utilisation de deux modèles différents permet de comparer le pouvoir explicatif des actions légales à celui d'autres facteurs à l'aide du t-ratio, un coefficient standardisé qui s'obtient en divisant le coefficient de régression non standardisé par son terme d'erreur.

Les résultats du tableau 3 montrent que deux facteurs « dissuasifs » ont fait diminuer de façon significative les taux d'accidents mortels au Québec entre 1980 et 2001. Premièrement, plus la probabilité d'être incarcéré pour CFA est élevée, plus les taux d'accidents mortels diminuent. Deuxièmement, les campagnes médiatiques sont négativement associées aux accidents mortels de nuit (t-ratio = -2,61 ; $p < 0,05$) et, bien que plus faiblement, aux accidents mortels de fin de semaine (t-ratio = -1,69 ; $p = 0,10$).

L'effet des campagnes médiatiques se fait ressentir précisément sur les taux d'accidents associés à la CFA, tandis que les peines d'emprisonnement ont un effet plus général sur l'ensemble des taux d'accidents mortels. Soulignons le fait que notre variable représentant les campagnes médiatiques n'est pas opérationnalisée de manière optimale. Bien que plusieurs programmes combinant une intensification

⁵ Avant d'intégrer les variables indépendantes dans notre modèle explicatif, les variables dépendantes furent régressées sur ces dernières sous leurs formes régulières et quadratiques pour identifier le type de relation entre les deux variables. Dans nos analyses, aucun terme quadratique n'atteint le seuil de tolérance de 5%. Conséquemment, toutes les variables explicatives sont conservées sous leur forme originale.

des contrôles policiers et des campagnes médiatiques permettent de réduire les accidents routiers (Peek-Asa 1999 ; Elder et al. 2004 ; Blais et Dupont sous presse), une opérationnalisation plus précise permettrait de mieux comprendre l'effet des campagnes médiatiques sur les accidents mortels.

Dans notre modèle, la probabilité d'être arrêté pour CFA n'entretient aucune relation significative avec les trois taux d'accidents mortels. Cependant, il se peut fort bien que cette variable agisse en interaction avec une autre. Andenaes (1974) soutient que, pour qu'une peine sévère (telle que l'emprisonnement) ait un effet dissuasif ou préventif sur la population générale, les tribunaux doivent avoir l'occasion de la prononcer fréquemment : « when the risk of detection are considered small it is possible that questions about the severity of the penalty tend to lose their significance » (55). La probabilité d'être incarcéré pourrait être très élevée, mais elle n'aurait aucun effet dissuasif si les policiers n'alimentaient pas suffisamment les tribunaux.

Pour tester cette proposition, nous avons effectué d'autres analyses sur les trois taux d'accidents mortels en utilisant le même modèle autorégressif (1,0,0). Nous incluons les mêmes variables indépendantes à l'exception des variables relatives à la probabilité d'être arrêté et à la probabilité d'être incarcéré. Nous avons associé l'effet des arrestations et de l'incarcération. En multipliant le nombre d'arrestations par la probabilité d'être incarcéré, nous obtenons une variable reflétant l'effet d'interaction proposé par Andenaes (1974). Cette proposition reçoit un appui empirique dans les trois modèles. Notre nouvel indicateur est négativement associé aux trois taux d'accidents mortels. Cela veut dire que l'effet de la probabilité d'être incarcéré est décuplé à mesure que les arrestations augmentent. De plus, l'effet spécifique des médias demeure significatif. Par exemple, si l'on prend le modèle des accidents de nuit, nous obtenons des coefficients t-ratio de -3,52 ($p < 0,01$), de -1,7 ($p < 0,10$), de 2,47 ($p < 0,05$) et de 3,59 ($p < 0,01$) respectivement pour l'effet d'interaction entre les arrestations et la probabilité d'incarcération, les campagnes médiatiques, le kilométrage moyen parcouru par automobiliste et la proportion de jeunes conducteurs.

Quant aux variables contrôles, la proportion de jeunes conducteurs est la seule variable qui est en relation significative positive avec les

trois taux d'accidents mortels. Les jeunes adoptent souvent des conduites risquées et n'utilisent pas toujours leur véhicule pour se déplacer du point A au point B : « They are motivated much more by enjoyment and thrill of traveling fast, breaking the laws, and defying society » (Evans 2004 : 224). Au Québec, il ne fait aucun doute que le vieillissement de la population a contribué à la diminution des taux d'accidents mortels.

Finalement, pour s'assurer que nos indicateurs associés à la théorie de la dissuasion produisent des effets spécifiques à l'infraction visée, les mêmes modèles ARIMA furent utilisés pour tenter de prédire des catégories plus générales d'accidents routiers. Comme le souligne Rehm (1993) : « Even more control can be assured in an interrupted time series design with switching replications » (891).

Les catégories d'accidents sélectionnées pour le contrôle regroupent la totalité des accidents routiers (avec blessés et dommages matériels) et ne devraient pas être influencées par les activités répressives entourant la CFA. Ces catégories sont les accidents de fin de semaine pour 10 000 titulaires, les accidents de nuit pour 100 000 titulaires et les accidents pour 1 000 titulaires. Aucune relation significative n'est observée entre ces catégories d'accidents et les variables relatives à la théorie de la dissuasion, témoignant de l'effet spécifique émanant des contrôles légaux visant à combattre la CFA.

Répression et prévention des accidents mortels

[Retour à la table des matières](#)

Nous avons préalablement montré qu'une augmentation dans la probabilité d'être incarcéré (soutenue par des contrôles policiers fréquents) et la mise en place des campagnes médiatiques sont deux facteurs qui ont fait diminuer les taux d'accidents mortels associés à la conduite en état d'ébriété au Québec entre 1980 et 2001. L'augmentation dans la probabilité d'être incarcéré était le seul indicateur légal à avoir un effet plus général sur les taux d'accident mortels. Les coefficients de régressions obtenus (voir annexe A) permettent de faire un

lien entre nos variables indépendantes et dépendantes. Nos résultats montrent qu'une augmentation d'une unité dans la probabilité d'être incarcéré se traduit par une baisse d'accidents mortels de 0,008 par 10 000 titulaires de permis de conduire. Si nous augmentions de 10% la probabilité d'être incarcéré pour la période étudiée, nous obtiendrions une diminution de près d'un accident mortel (0,8) pour 100 000 titulaires de permis de conduire par année.

Une autre manière d'estimer les accidents mortels prévenus est de garder la valeur d'une variable constante et de l'inclure dans l'équation suivante :

$$y = AR1 + \beta_0 + \beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \beta_3x_3 + \beta_4x_4 + \beta_5x_5 + \beta_6x_6 + \beta_7x_7 + e$$

où : y = nombre d'accidents mortels pour 10 000 titulaires

AR1 = coefficient autorégressif

β_0 = constante de l'équation

β_1 à β_7 = coefficients de régressions non standardisés (les pentes) pour les variables indépendantes

x_1 à x_7 = variables indépendantes

e = terme d'erreur.

Pour estimer l'effet de la probabilité d'être incarcéré pour CFA sur le taux d'accidents mortels, nous gardons la valeur de cette variable indépendante constante, soit à la valeur de 1980. Cela correspond à 93,87 peines d'incarcération pour 1 000 infractions reliées à la CFA. Le tableau 4 présente une description détaillée des estimés.

Le tableau 4 montre que si la probabilité d'être incarcéré était demeurée au niveau de 1980, 1 784 accidents supplémentaires auraient été enregistrés sur les routes du Québec. Cet estimé est toutefois conservateur, car il n'inclut pas les effets des médias. Ces derniers ont toutefois des effets précis sur les accidents mortels associés à la CFA. Par exemple, en tenant compte des résultats obtenus dans le modèle des accidents de nuit, nous pouvons avancer que, suite à l'introduction des campagnes publicitaires, il y avait en moyenne 1,7 accident mortel

de moins pour 100 000 titulaires. Sans les campagnes publicitaires et tout en gardant le même niveau de répression, il y aurait eu, par exemple, 77 accidents mortels de nuit supplémentaires en 2001.

Discussion

[Retour à la table des matières](#)

Cette étude avait deux objectifs : 1) évaluer les effets respectifs de la probabilité d'être arrêté pour conduite avec facultés affaiblies (CFA), de la probabilité d'être incarcéré pour CFA et des campagnes médiatiques entourant la loi C-18 sur les taux annuels d'accidents mortels du Québec entre 1980 et 2001, et 2) estimer le nombre d'accidents mortels prévenus par la répression de la CFA. Nos résultats permettent de faire deux observations générales en lien avec nos objectifs.

Dans un premier temps, nos résultats montrent qu'une augmentation de la probabilité d'être incarcéré et la mise en place des campagnes médiatiques permettent de réduire significativement les accidents routiers mortels associés à la CFA. Il y a également un effet d'interaction entre le nombre d'arrestations et la probabilité d'être incarcéré. C'est-à-dire qu'en plus d'être probable, les juges doivent avoir l'occasion de prononcer fréquemment des peines d'incarcération pour qu'elles produisent leur effet dissuasif.

Dans un deuxième temps, nous avons estimé le nombre d'accidents mortels prévenus par l'augmentation de la probabilité d'être incarcéré. En gardant cette variable constante, soit en lui attribuant la valeur de 1980, nous sommes en mesure d'avancer qu'approximativement 1 784 accidents mortels supplémentaires auraient eu lieu si la probabilité d'être incarcéré pour CFA était demeurée au même niveau entre 1980 et 2001. Notre estimé est cependant conservateur, car il n'inclut pas l'effet des campagnes médiatiques. Nous remarquons que ces dernières ont des effets plus spécifiques sur les taux d'accidents mortels de nuit et de fin de semaine, c'est-à-dire sur les accidents associés à la

CFA. Depuis l'entrée en vigueur des campagnes médiatiques, il y a annuellement 1,7 accidents mortels de nuit par 100 000 titulaires de moins. Mises à part les mesures pénales et les campagnes médiatiques, le vieillissement de la population a contribué de façon significative à l'amélioration du bilan routier québécois (Gaudry et al. 1995a).

Les résultats de notre étude ont été obtenus à l'aide de variables représentant de manière valide les concepts centraux à la théorie de la dissuasion, ce qui permet de mieux comprendre comment le processus dissuasif fonctionne (Mäkinen et al. 2003). Dans les études évaluant la capacité des lois, un seul mécanisme est souvent tenu responsable de la baisse des accidents, soit : 1) une augmentation dans la probabilité d'être puni ; 2) la mise en place de campagnes médiatiques ; ou 3) le pouvoir symbolique de la loi. Par contre, cette conception est plutôt simpliste. Ces recherches ont d'ailleurs fait l'objet de plusieurs critiques relatives à la validité des stimuli employés (Cohen 1984 ; Landreville et al. 1985). Si une augmentation soudaine dans la probabilité d'être arrêté pour CFA se traduit par une réduction significative et immédiate des accidents mortels (Homel 1988 et 1993 ; Blais et Dupont sous presse), il semble que les bénéfices à long terme proviennent d'une exposition soutenue aux peines sévères (Andenaes 1974 et 1978). Une intensification de la répression de la CFA mettrait aussi en place un contexte où les automobilistes seraient plus réceptifs aux messages publicitaires (Elder et al. 2004).

Cela signifie que l'effet produit par une peine peut changer avec le temps. Au début, les automobilistes s'abstiennent de conduire en état d'ébriété, car ils ont peur des peines. Cependant, c'est après avoir été exposés pendant plusieurs années à des punitions sévères et aux campagnes médiatiques que les automobilistes adoptent des comportements par habitude (Gibbs 1975) et qu'ils changent leurs attitudes et valeurs face à la CFA (Andenaes 1974 et 1978). C'est ce qui est appelé « le pouvoir symbolique de la loi » (Snortum 1990). Dans une étude réalisée par Snortum, Hauge et Berger (1986), ces derniers observent que les Norvégiens et les Suédois ont une meilleure connaissance de la loi que les Américains et connaissent plus de stratégies pour éviter de conduire sous l'effet de l'alcool car, selon les auteurs, les conséquences entourant un tel acte sont plus sévères en Scandinavie. Il semble que la peine puisse améliorer le bilan routier en dissuadant les

conducteurs, mais aussi en changeant leurs comportements et attitudes. Les mécanismes dissuasifs et préventifs pouvant améliorer le bilan routier ne seraient pas indépendants, mais étroitement liés.

Finalement, nos résultats démontrent clairement que la probabilité d'être incarcéré pour CFA (combinée à des contrôles policiers suffisamment élevés) et les campagnes médiatiques peuvent réduire les accidents routiers associés à la CFA. Par contre, notre variable représentant les campagnes médiatiques ne fut pas opérationnalisée de manière aussi précise que désiré. Cela soulève deux interrogations. Premièrement, il est probable que les effets des campagnes médiatiques varient, non seulement en fonction de l'intensité à laquelle les messages sont diffusés, mais aussi selon le contenu du message et le média utilisé (Elder et al. 2004). Par exemple, les messages peuvent être diffusés à la télévision ou à la radio et mettre l'accent soit sur les conséquences légales ou sociales associées à la CFA.

Deuxièmement, il ne faut pas négliger l'effet des bulletins de nouvelles et des journaux. Les campagnes médiatiques nous renseignent, entre autres, sur les peines associées à la CFA et nous pouvons rencontrer ou connaître des individus qui ont été incarcérés pour CFA. Ces deux sources influencent notre perception des risques d'arrestation et des conséquences associées à la CFA. Par contre, il va de soi que les bulletins de nouvelles et les journaux nous donnent beaucoup d'information sur les peines décernées aux chauffards et ce, spécialement sur les cas les plus spectaculaires. Même si la perception du risque est influencée par la probabilité objective d'être puni (Homel 1988), la peine d'incarcération ne peut avoir un effet dissuasif ou de prévention générale si elle n'est pas connue du public. C'est cette connaissance des risques d'arrestation ou des punitions qui fait en sorte que les automobilistes respectent la loi. En plus de la visibilité des opérations policières, de nos expériences avec le système de justice et des interactions avec notre entourage, notre perception des risques d'arrestation et des conséquences légales et sociales ne saurait être aussi grande sans les médias.

Conclusion

[Retour à la table des matières](#)

Nos résultats démontrent l'importance des mesures pénales dans la dissuasion de la conduite avec facultés affaiblies (CFA) et dans la prévention des accidents mortels au Québec entre 1980 et 2001. Nos résultats sont favorables au maintien des campagnes publicitaires et des programmes d'application sélective de la loi (PAS). Ces programmes devraient être maintenus sur de longues périodes de temps pour obtenir de meilleurs résultats.

Nos résultats constituent aussi des bases solides pour la mise en place d'études plus détaillées visant à évaluer les effets de l'ensemble des interventions policières et des décisions des tribunaux. En raison des changements législatifs entourant les infractions routières et de l'avènement récent de la compilation des données des tribunaux de juridiction criminelle, de nouvelles études auraient tout intérêt à prendre un nombre plus vaste d'unités géographiques pour combler le manque à gagner quant au nombre d'années pour lesquelles l'information est disponible. À titre d'exemple, en utilisant les données de différents territoires (p. ex. les villes, les régions administratives ou les municipalités régionales de comté), il deviendrait possible d'exploiter les données compilées par les tribunaux d'instance criminelle en combinant des données longitudinales et transversales. Une étude de la sorte permettrait, entre autres, de s'intéresser à l'effet du contrôle pénal des autres conduites déviantes sur les accidents, de mieux préciser le type de relation entre la certitude de la peine et les accidents et de comprendre comment les caractéristiques de chaque région influencent le bilan routier.

Références

[Retour à la table des matières](#)

Andenaes, Johannes, *Punishment and Deterrence*. Ann Arbor : University of Michigan Press, 1974.

Andenaes, Johannes, "The effects of Scandinavia's drinking-and-driving laws : Facts and hypotheses". Dans Ragnar Hauge (dir.), *Drinking and Driving in Scandinavia*. New York : Columbia University Press, 1978.

Assum, Terje, Attitudes and road accident risk, Institute of Transport Economics, Oslo, Norway. *Accident Analysis and Prevention*, 29, 1997, pp. 153-159.

Beccaria, Cesare, *Des délits et des peines*. Genève : Droz, 1965. (Oeuvre originale publiée en 1764) [Texte disponible dans [Les Classiques des sciences sociales](#). JMT.]

Berger, Dale E. et John R. Snortum, A structural model of drinking and driving : Alcohol consumption, social norms, and moral commitments. *Criminology*, 3, 1986, pp. 139-153.

Bernhoft, I.M. et I. Behrendorff, Effect of lowering the alcohol limit in Denmark. *Accident Analysis and Prevention*, 35, 2003, pp. 515-525.

Blais, Etienne et Benoît Dupont, forthcoming Assessing the capability of intensive police programs to prevent severe road accidents : A systematic review. *British Journal of Criminology*.

Blais, Etienne et Benoît Dupont, L'impact des activités policières dans la dissuasion des comportements routiers déviants : une synthèse mondiale des évaluations. *Revue internationale de criminologie comparée et de police technique et scientifique*, 57, 2004, pp. 456-479.

Blalock, Hubert, Jr., *Introduction à la recherche sociale*. Gembloux : Éditions J. Duculot, 1973.

Blum, Ulrich et Marc Gaudry, *SNUS-2.5, A Multimoment Analysis of Road Demand, Accidents and their Severity in Germany, 1968-1989*. Montréal : Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, publication no. 99-07, 1999.

Box, Georges E.P. et Gwilym M. Jenkins, *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. San Francisco : Holden Day, 1970.

Brown, Don W., Arrest rates and crime rates : When does a tipping effect occur ? *Social Forces*, 57, 1978, pp. 671-682.

Chamlin, Mitchell B., A longitudinal analysis of the arrest-crime rates relationship : A further examination of the tipping effect. *Justice Quarterly*, 8, 1991, pp. 187-199.

Cohen, Jacqueline, The legal control of drunken driving : A comment on the methodological concerns in assessing the deterrent effectiveness. *Journal of Criminal Justice*, 12, 1984, pp. 149-154.

Cusson, Maurice, *Criminologie actuelle*. Paris : PUF, 1998.

Dussault, C., M. Brault, J. Bouchard et A.M. Lemire, *Le rôle de l'alcool et des autres drogues dans les accidents mortels de la route au Québec - Résultats préliminaires*. Québec : Société de l'assurance automobile du Québec, 2004.

Elder, Randy W., Ruth A. Shults, David A. Sleet., James L. Nichols, Robert S. Thompson et Warda Rajab, Effectiveness of mass media campaigns for reducing drinking and driving and alcohol involved crashes : A systematic review. *American Journal of Preventive Medicine*, 27, 2004, pp. 57-65.

Evans, Leonard, *Traffic Safety*. Bloomfield Hills : Science Serving Society, 2004.

Ferrara, S.D., "The status of methodological problems and the search for solution". Dans S.D. Ferrara et R. Giorgetti (dirs.), *Metho-*

dology in Man-Machine Interaction and Epidemiology on Drugs and Traffic Safety. Padova : University of Padova, 1992.

Firebaugh, G. et J.P. Gibbs, User's guide to ratio variables. *American Sociological Review*, 50, 1985, pp. 713-722.

Foss, Robert D., Richard Stewart et Donald W. Reinfurt, Evaluation of the effect of North Carolina 0.08% BAC law. *Accident Analysis and Prevention*, 33, 2001, pp. 507-517.

Gaudry, Marc, *DRAG, un modèle de la demande routière, des accidents et de leur gravité, appliqué au Québec de 1956 à 1982*. Montréal : Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, 1984.

Gaudry, Marc, François Fournier et Robert Simard, *DRAG-2, un modèle économétrique appliqué au kilométrage, aux accidents et à leur gravité au Québec*. Québec : Société de l'assurance automobile du Québec, 1995.

Gaudry, Marc, François Fournier et Robert Simard, *DRAG-2, un modèle économétrique appliqué au kilométrage, aux accidents et à leur gravité au Québec : Synthèse des Résultats*. Québec : Société de l'assurance automobile du Québec, 1995.

Gibbs, Jack, *Punishment and Deterrence*. New York : Elsevier, 1975.

Homel, Ross, *Policing and Punishing the Drinking Driver*. New York : Springer-Verlag, 1988.

Homel, Ross, "Drivers who drink and rational choice : Random breath testing and the process of deterrence". Dans Ronald V. Clarke et Marcus Felson (dirs.), *Advances in Criminological Theory* 5. Piscataway (NJ) : Transaction Publishers, 1993.

Howat P., D. Sleet et I. Smith, Alcohol and driving : Is the 0.05% blood alcohol concentration limit justified ? *Drug Alcohol Review*, 10, 1991, pp. 151-166.

Janssen, Wiel, Seat belt wearing and driving behaviour : An instrumental-vehicle study. *Accident Analysis and Prevention*, 26, 1994, pp. 249-261.

Kasarda, John D. et Patrick D. Nolan, Ratio measurement and theoretical inference in social research. *Social Forces*, 58, 1979, pp. 212-227.

Keall, Michael D., William J. Frith et Tui L. Patterson, The influence of alcohol, age and number of passengers on the night-time risk of driver fatal injury in New-Zealand. *Accident Analysis and Prevention*, 36, 2004, pp. 49-61.

Krüger, H.P. et M. Vollrath, The alcohol-related risk in Germany : Procedure, methods and results. *Accident Analysis and Prevention*, 36, 2004, pp. 125-133.

Landreville, Pierre, Pierrette Deslandes et Marcel-Eugène Leboeuf, *Contrôle et sécurité routière : Contrôle pénal et solutions de rechange*. Montréal : Université de Montréal - Centre International de Criminologie Comparée, 1985.

Lewis-Beck, Michael S., *Applied Regression : An Introduction*. Beverly Hills (CA) : Sage Publications, 1980.

Logan, Charles H., Problems in ratio correlation : The case of deterrence research. *Social Research*, 60, 1982, pp. 791-810.

Mäkinen, Tapani, David M. Zaidel, Gunnar Anderson, Marie-Berthe Biecheler-Fretel, Rainer Christ, Jean-Pierre Cauzard, Rune Elvik, Charles Goldenbeld, Christhard Gelau, Jelle Heidstra, Marie-Chantal Jayet, Goran Nilsson, Panos Papaioanou, Allan Quimby, Vlasta Rehnova et Truls Vaa, *Traffic enforcement in Europe : Effects, measures, needs and future*. ESCAPE Project final consortium, European Commission, Transport RTD Programme, 4th Framework Programme, 2003.

Mann, Robert E., Scott Macdonald, Gina Stoduto, Susan Bondy, Brian Jonah et Abdul Shaikh, The effects of introducing or lowering legal per se blood alcohol limits for driving : An international review. *Accident Analysis and Prevention*, 33, 2001, pp. 569-583.

Mayhew, D.R. et Herb M. Simpson, *New to the road young drivers and novice drivers : Similar problems and solutions ?* Ottawa : Traffic Injury Research Foundation, 1990.

McCleary, Richard et Richard Hay, *Applied Time Series Analysis for the Social Sciences*. Beverly Hills (CA) : Sage Publications, 1980.

Moskowitz, Herbert et Dary Fiorentino, *A Review of the Literature on the Effects of Low Doses of Alcohol on Driving Related Skills*. Publication No. DOT HS-809-028. Springfield (VA) : US Department of Transportation, National Highway Traffic Safety Administration, 2000.

Noordzij, Pieter C., Measuring the extent of the drinking and driving problem. *Accident Analysis and Prevention*, 15, 1983, pp. 407-414.

Norstrom, Thor, Assessment of the impact of the 0.02% BAC-limit in Sweden. *Studies on Crime and Crime Prevention*, 6, 1997, pp. 245-258.

Peek-Asa, Corine, The effect of random alcohol screening in reducing motor vehicle crash injuries. *American Journal of Preventive Medicine*, 16, 1999, pp. 57-67.

Rehm, Jürgen, Methodological approaches and problems in research into alcohol-related accidents and injuries. *Addiction*, 88, 1993, pp. 885-896.

Rogers, Patrice N. et Steve E. Schoenig, A time series evaluation of California's 1982 driving-under-the-influence legislative reforms. *Accident Analysis and Prevention*, 26, 1994, pp. 63-78.

Rosenberg, Mark L. et Ricardo Martinez, Graduated licensure : A win-win proposition for teen drivers and parents. *Pediatrics*, 98, 1996, pp. 959.

Ross, Laurence H., Law, science, and accidents : The British Road Safety Act of 1967. *Journal of Legal Studies*, 2, 1967, pp. 1-78.

Ross, Laurence H., The Scandinavian myth : The effectiveness of drinking and driving legislation in Sweden and Norway. *Journal of Legal Studies*, 4, 1975, pp. 285-310.

Ross, Laurence H., Scandinavia's drinking-and-driving laws : Do they work ? Dans Ragnar Hauge (dir.), *Drinking-and-Driving in Scandinavia*. New York : Columbia University Press, 1978.

Ross, Laurence H., *Confronting Drunk Driving : Social Policy for Saving Lives*. New Haven (CT) : Yale University Press, 1992.

Smith, D.I., Effect of low proscribed blood alcohol level (BACs) on traffic accident among newly-licenced drivers. *Medical Science and the Law*, 26, 1986, pp. 144-148.

Snortum, John R., Ragnar Hauge et Dale E. Berger, Deterring alcohol impaired driving : A comparative analysis of compliance in Norway and the United States. *Justice Quarterly*, 3, 1986, pp. 139-165.

Snortum, John R., Drinking-driving compliance in Great Britain : The role of law as a treat and as a moral eye-opener. *Journal of Criminal Justice*, 18, 1990, pp. 479-499.

Société de l'assurance automobile du Québec, *Contrôles routiers contre l'alcool au volant - Bilan final de la quatorzième opération P.A.S. alcool : 89 095 conducteurs interpellés*. Communiqué, 2004.

Stewart, Richard J., Seat belt use and accident involvement : A comparison of driving behavior before and after a seat belt law. *Accident Analysis and Prevention*, 25, 1993, pp. 757-763.

Sweedler, B.M., *Worldwide trends in drinking and driving : Has the progress continued ?* Montréal : 16th International Conference on Alcohol, Drugs and Traffic Safety, 2002.

Tabachnick, Barbara G. et Linda S. Fidell, *Using Multivariate Statistics*, 4e éd. Boston : Allyn and Bacon, 2001.

Tardif, François, *Les infractions et les sanctions reliées à la conduite d'un véhicule routier 1992-2001 : dossier statistique*. Québec : Société de l'assurance automobile du Québec, 2003.

Tittle, Charles R. et Alan R. Rowe, Certainty of arrest and crime rates : A further test of the deterrence hypothesis. *Social Forces*, 52, 1974, pp. 455-462.

Tremblay, Sylvain, *La conduite avec facultés affaiblies au Canada*, 1996. Juristat 17.12.

Voas, Robert B. et A. Scott Tippetts, *The relationship of alcohol safety laws to drinking and driving in fatal crashes*. Washington (DC) : National Highway Traffic Safety Administration, Department of Transportation, 1999.

Voas, Robert B., A. Scott Tippetts et James Fell, The relationship of alcohol safety laws to drinking drivers in fatal crashes. *Accident Analysis and Prevention*, 32, 2000, pp. 483-492.

Vogel-Sprott, M. et K. Sdao-Jarvie, Learning alcohol tolerance : The contribution of response expectancies. *Psychopharmacology*, 98, 1989, pp. 289-296.

Yu, Jiang et Allen E. Liska, The certainty of punishment : A reference group effect and its functional form. *Criminology*, 31, 1993, pp. 447-464.

Législation citée

Code criminel, L.R.C. 1985, c. C-46, art. 253-259

P.L. C-18, Loi modifiant le Code criminel (conduite avec facultés affaiblies causant la mort et autres matières), 1^{re} session, 33^e Parl., 1985 (adopté par la Chambre des communes le 24 avril 1985 et promulgué le 4 décembre 1985. L.R.C. 1985, c. C-46, art. 253-259

Annexe 1

Coefficients de régression non standardisés pour le modèle des accidents mortels pour 10 000 titulaires

[Retour à la table des matières](#)

Tableau 5 : Coefficients non-standardisés

	Coefficients pour le modèle des accidents mortels pour 10 000 titulaires			
	B	Erreur	t-ratio	Seuil de tolérance
AR1	-0,0614123	0,3269749	-0,1878196	0,85
Variables liées à la théorie de la dissuasion				
Peines de prison pour 1 000 arrestations de CFA, lag 1	-0,0077234	0,0021519	-3,5891300	0,00
Arrestations par accidents mortels impliquant l'alcool, lag 1	-0,0110712	0,0113098	-0,9789008	0,35
Loi C-18 et campagnes médiatiques	-0,4089940	0,2935124	-1,3934472	0,19
Variables contrôles				
Kilomètres parcourus par automobiliste	0,00001225	0,0000685	1,7876582	0,10
Proportion de titulaires de 16 à 24 ans	0,3802042	0,1116352	3,4057726	0,01
Taux de chômage	-0,1240982	0,1460413	-0,8497474	0,41
Litres de bière par habitant	-0,0828848	0,0429577	-1,9294495	0,08
Constante	5,27	3,73	1,41	0,18