

HEC Montréal

**Effet de l'abaissement du taux d'alcoolémie à 0,05% assorti de
mesures administratives sur les accidents routiers mortels liés à
l'alcool au Canada**

par

Alexandra Marcil

Sciences de la gestion
(Intelligence d'affaires)

Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maîtrise ès sciences
(*M.Sc.*)

Novembre 2014
© Alexandra Marcil, 2014

*À mon père, Claude Marcil, qui m'a toujours encouragée
dans l'atteinte de mes objectifs et qui a toujours été là pour moi.*

Tu es un exemple de persévérance et de réussite.

Tu es ma plus grande inspiration!

Sommaire

L'alcool au volant est un fléau qui concerne la population au grand complet. Étant l'une des principales causes d'accidents dans les pays occidentaux ainsi qu'au Québec (Société de l'assurance automobile du Québec, 2014), il importe de se pencher sur la problématique à savoir ce qui pourrait améliorer le bilan routier québécois. Face à cette réalité, la Société de l'assurance automobile du Québec multiplie les efforts et tente de mettre de l'avant les dangers potentiels de la consommation d'alcool au volant par l'entremise de nombreuses campagnes médiatiques à message saisissant. Au-delà des messages publicitaires, il demeure important de considérer l'impact des lois qui ont été introduites dans le but d'amener les conducteurs à consommer avec modération. En matière de sécurité routière, ces lois peuvent être de type « administratif » ou « criminel », la différence se situant dans la sanction à laquelle devra se soumettre le contrevenant.

Cette recherche se concentre sur la composante administrative du système légal. En comparant les lois administratives en vigueur dans les provinces canadiennes, nous constatons qu'à une concentration de 0,05% ou plus d'alcool dans le sang, il existe des sanctions administratives pour chacune des autres provinces, sauf au Québec. Il importe de se poser la question suivante : Le Québec devrait-il suivre la tendance des autres provinces et prévoir des sanctions administratives pour les conducteurs interceptés avec un taux d'alcoolémie de 50 mg/100 ml ou plus?

Ce mémoire fournit des éléments de réponse à cette question, d'une part en parcourant la littérature et de l'autre en analysant les données de conducteurs décédés avec différents niveaux d'alcoolémie dans le sang dans les provinces canadiennes entre 1987 et 2010.

Premièrement, cette recherche contribue à mettre de l'avant l'efficacité des lois administratives qui ont été introduites dans d'autres provinces du Canada. En effet, nos résultats ont montré que l'introduction de lois administratives a eu un impact positif sur le bilan routier des provinces étudiées. Par conséquent, le Québec obtient en ces résultats de bons arguments pour introduire de telles lois au sein de son territoire.

Deuxièmement, l'analyse des données a aussi mis en lumière le fait que les lois à sanctions administratives agissent positivement sur tous les niveaux de taux d'alcoolémie. La proportion de conducteurs décédés avec un taux d'alcoolémie de 50 mg/100 ml ou plus a diminué tout comme celle des conducteurs dont le taux étaient plus élevé (80 mg/100 ml et plus, 151 mg/100 ml et plus). L'efficacité des lois administratives est une tendance généralisée au sein des catégories d'intoxication par l'alcool des conducteurs.

En résumé, cette recherche facilite la prise de position quant à l'introduction de lois administratives en matière de sécurité routière au Québec. Bien que les résultats de cette étude permettent de présenter les avantages qu'ont eus les lois administratives, des études supplémentaires seront nécessaires pour juger de leur efficacité à long terme.

Note : Un taux d'alcoolémie de 0,05% équivaut à un taux de 50 mg/100 ml. La même correspondance doit être établie pour les différents taux d'alcoolémie exprimés en pourcentage dans ce document.

Mots clés : Données longitudinales, lois et règlements, alcool au volant, conducteurs, sécurité routière

Remerciements

Le dépôt de ce mémoire marque l'aboutissement du plus imposant projet dans lequel je me suis investie jusqu'à maintenant. Ainsi, j'aimerais présenter mes plus sincères remerciements à tous ceux, qui m'ont aidée et soutenue lors de ce projet. En premier lieu, j'aimerais remercier mon directeur de mémoire, Monsieur François Bellavance pour sa grande disponibilité, son aide ainsi que ses conseils.

De plus, je souhaite adresser mes remerciements les plus sentis à mon père qui m'a toujours accompagnée dans chacun de mes projets et dans toutes les étapes de mon parcours scolaire. L'intérêt qu'il porte à mes études et à ma future carrière fait de lui mon plus grand complice. Il est celui qui m'a inculqué le goût du travail bien fait et appris la persévérance. En plus d'être mon père, il est mon confident et mon ange-gardien.

Aussi, je désire témoigner toute ma reconnaissance envers ma sœur Valérie sans qui je ne serais pas la même. Je la remercie d'avoir été présente, si ce n'est qu'en pensée, lors de la rédaction de ce mémoire où la motivation me manquait. Elle m'a donné la force de continuer, puisque « *À nous deux, on est toujours plus fortes!* ». Tu es une personne unique et celle de qui je ne pourrais me passer.

Finalement, je souhaite exprimer toute ma gratitude à ma mère premièrement, pour son réconfort de tous les jours et sa disponibilité sans fin et deuxièmement, pour le temps consacré à la correction de ce mémoire. Ce fut très apprécié!

À vous tous, un énorme merci!

Table des matières

Sommaire	3
Remerciements	5
Table des matières	6
Liste des abréviations	10
Liste des figures	11
Chapitre 1 : Introduction	16
1.1 Mise en contexte	16
1.2 Question de recherche	18
1.3 Objectifs de l'étude	18
1.4 Contributions potentielles	19
1.5 Structure du mémoire	20
Chapitre 2 : Revue de littérature	22
2.1 Les deux régimes de sanction au Canada : criminel vs administratif	23
2.2 Le cas du Québec	26
2.2.1 Le projet de loi 71	26
2.3 Les effets de l'alcool sur les performances au volant	27
2.4 Recensement des écrits sur l'efficacité des mesures adoptées	31
2.4.1 Le Canada	31

2.4.2	La France	32
2.4.3	L'Autriche	33
2.4.4	L'Australie.....	34
2.4.5	Le Japon.....	35
2.4.6	Le Danemark.....	35
2.5	Bilan.....	36
Chapitre 3 : Présentation des données		38
3.1	Portrait administratif légal	39
3.2	Source des données	40
3.3	Présentation des variables.....	43
3.3.1	Variables dépendantes : Pourcentages des conducteurs décédés avec différents niveaux de taux d'alcoolémie (TA)	43
3.3.2	Variable indépendante d'intérêt : les lois administratives.....	48
3.3.3	Variables de contrôle	49
Chapitre 4 : Méthodologie.....		55
4.1	Les données longitudinales	56
4.2	L'analyse de variance pour données à mesures répétées	56
4.2.1	Introduction.....	56
4.2.2	Présentation de l'exemple	57
4.2.3	Notation générale.....	59
4.2.4	Le modèle avec effet aléatoire	59

4.2.5	Le modèle avec effet fixe.....	62
4.3	Modéliser la structure de la matrice de variances-covariances.....	64
4.4	Méthodes statistiques.....	66
4.4.1	Méthodes d'estimation des paramètres.....	66
4.4.2	Sélection de modèles.....	67
4.4.2.1	Comparaison de modèles.....	67
4.4.2.2	Analyse des résidus.....	68
4.5	Présentation des résultats de l'exemple.....	70
4.5.1	L'analyse de variance pour données à mesures répétées.....	71
4.5.1.1	Le modèle d'analyse de variance classique pour données à mesures répétées.....	72
4.5.1.2	Le modèle avec un effet aléatoire pour les patients.....	77
4.5.1.3	Le modèle avec effet fixe pour les patients.....	81
4.5.2	Modéliser la structure de covariances.....	83
4.6	Approche choisie pour la modélisation.....	85
Chapitre 5 : Analyses et résultats.....		87
5.1	Choix des variables de contrôle.....	88
5.2	Présentation des modèles.....	89
5.2.1	Principaux constats.....	91
5.2.1.1	Variable <i>loi</i>	91
5.2.1.2	Choix de la structure de covariances.....	92
5.2.1.3	Modèle sélectionné.....	94

5.3	Analyse des résidus.....	96
5.3.1	Améliorations.....	98
5.4	Présentation du modèle final.....	99
5.4.1	Principaux résultats.....	103
5.4.2	Modèles pour autres taux d'alcoolémie.....	103
Chapitre 6 : Conclusion		105
6.1	Rappel de l'objectif et de la méthodologie.....	106
6.2	Synthèse des résultats.....	107
6.2.1	L'effet des lois administratives au Canada.....	107
6.2.2	L'effet sur les différents taux d'alcoolémie.....	108
6.3	Contributions de l'étude	109
6.4	Limites de la recherche	110
6.5	Pistes de recherches futures	112
Annexe A : Analyses descriptives.....		114
Annexe B : Résultats : sorties SAS.....		120
Bibliographie.....		131

Liste des abréviations

AIC : Akaike information criterion

AL : Alberta

BIC : Bayesian information criterion

CB : Colombie-Britannique

CCATM : Canadian Council of Motor Transport Administrators

INSPQ : Institut national de santé publique du Québec

IPE : Île du Prince-Édouard

MA : Manitoba

NB : Nouveau-Brunswick

NE : Nouvelle-Écosse

ON : Ontario

QC : Québec

SAAQ : Société de l'assurance automobile du Québec

SK : Saskatchewan

TA : Taux d'alcoolémie

TN : Terre-Neuve

TQSR : Table québécoise de la sécurité routière

Liste des figures

Figure 2.1 : Estimation du risque relatif d'accident en fonction de la concentration d'alcool dans le sang.....	30
Figure 3.1: Pourcentage de conducteurs testés avec un TA supérieur à 50 mg/100 ml de 1987 à 2010.....	45
Figure 3.2: Pourcentage de conducteurs testés avec un TA supérieur à 80 mg/100 ml de 1987 à 2010.....	46
Figure 3.3: Pourcentage de conducteurs testés avec un TA supérieur à 150 mg/100 ml de 1987 à 2010.....	46
Figure 3.4: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% au Québec de 1987 à 2010.....	47
Figure 4.1 : Structure du fichier pour les modèles d'ANOVA à mesures répétées avec PROC GLM.....	72
Figure 4.2 : Structure du fichier pour les modèles avec PROC MIXED.....	77
Figure 5.1 : Histogramme des résidus du meilleur modèle.....	97
Figure 5.2 : Distribution des résidus par province.....	97
Figure 5.3 : Distribution des résidus après le retrait des observations influentes et de la province IPE.....	100
Figure 5.4 : Distribution des résidus par province après le retrait des observations influentes et de la province IPE.....	100
Annexe A.1: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% en Colombie-Britannique de 1987 à 2010.....	114
Annexe A.2: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% en Alberta de 1987 à 2010.....	115

Annexe A.3: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% en Saskatchewan de 1987 à 2010.....	115
Annexe A.4: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% au Manitoba de 1987 à 2010	116
Annexe A.5: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% en Ontario de 1987 à 2010.....	116
Annexe A.6: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% au Québec de 1987 à 2010	117
Annexe A.7: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% au Nouveau-Brunswick de 1987 à 2010	117
Annexe A.8: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% en Nouvelle-Écosse de 1987 à 2010.....	118
Annexe A.9: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% à l'Île du Prince-Édouard de 1987 à 2010.....	118
Annexe A.10: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% à Terre-Neuve de 1987 à 2010	119

Liste des tableaux

Tableau 2.1 : Lois administratives relatives à la limite du taux d'alcoolémie (TA) dans le sang pour les provinces canadiennes.....	25
Tableau 2.2 : Sphères comportementales évaluées dans l'article de Moskowitz et Fiorentino (2000) et associées au plus faible taux d'alcoolémie où la détérioration a été observée.....	28
Tableau 3.1 : Introduction de sanctions administratives pour un taux d'alcoolémie (TA) supérieur à 0,05%.....	40
Tableau 3.2 : Liste des données manquantes.....	44
Tableau 3.3 : Variables en lien avec les lois administratives.....	49
Tableau 3.4 : Variables provenant de Statistique Canada.....	52
Tableau 3.5 : Moyennes (écarts-types) des variables de contrôle par province de 1987 à 2010	53
Tableau 3.6 : Matrice de corrélations.....	54
Tableau 4.1 : Statistiques descriptives de l'exemple	71
Tableau 4.2 : Valeurs F et AIC pour les modèles avec différentes structures de covariances pour le modèle avec effet fixe.....	84
Tableau 5.1 : Résultats des modèles.....	90
Tableau 5.2 : Liste des observations influentes.....	98
Tableau 5.3 : Effets des lois administratives pour un taux d'alcoolémie de 50 mg/100 ml sur le pourcentage de conducteurs décédés avec différents taux d'alcoolémie	104

Sorties SAS

Sortie 4.1 : Procédure GLM - ANOVA pour mesures répétées	73
Sortie 4.2 : Procédure GLM - ANOVA pour mesures répétées (s6,s10,s14)	74
Sortie 4.3 : Procédure GLM - ANOVA pour mesures répétées (s1,s2,s15,s16)	75
Sortie 4.4 : Procédure MEANS.....	76
Sortie 4.5 : Résultats partiels de PROC MIXED avec effet aléatoire pour les patients.	78
Sortie 4.6 : Résultats partiels de PROC GLM avec effet aléatoire pour les patients.....	80
Sortie 4.7 : Résultats partiels de PROC MIXED avec effet fixe pour les patients	82
Sortie 4.8 : Résultats partiels de PROC GLM avec effet fixe pour les patients	83
Sortie 4.9 : Estimation des contrastes <i>post_pre</i> , <i>trait_pre</i> et <i>trait_post</i> pour le modèle à effet fixe avec structure de covariances CS ou VC	84
Sortie 4.10 : Estimation des contrastes <i>post_pre</i> , <i>trait_pre</i> et <i>trait_post</i> pour le modèle à effet fixe avec structure de covariances AR(1).....	85
Sortie 5.1: Résultats partiels du modèle avec effet fixe pour la structure de covariances variance components (loi05_1, loi05_2, loi05_3).....	92
Sortie 5.2 : Résultats partiels du modèle avec effet aléatoire pour la structure de covariances variance components (loi05_1, loi05_2, loi05_3).....	93
Sortie 5.3 : Résultats complet du modèle avec effet fixe pour la structure de covariances variance components (loi05_1)	94
Sortie 5.4 : Résultats complets du modèle final (variance components).....	101
Annexe B.1 : Résultats complets du modèle avec effet fixe pour la structure de covariances variance components (loi05_1, loi05_2, loi05_3).....	120

Annexe B.2 : Résultats complets du modèle avec effet aléatoire pour la structure de covariances variance components (loi05_1, loi05_2, loi05_3)..... 123

Annexe B.3 : Résultats complets du modèle avec effet fixe pour la structure de covariances équi-corrélation (loi05_1, loi05_2, loi05_3)..... 125

Annexe B.4 : Résultats complets du modèle avec effet fixe pour la structure de covariances $AR(1)$ (loi05_1, loi05_2, loi05_3)..... 128

Chapitre 1

Introduction

1.1 Mise en contexte

Au cours des dernières années, la Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ) ne cesse de produire des campagnes publicitaires des plus percutantes les unes que les autres espérant ainsi conscientiser le grand public aux dangers reliés à l'alcool au volant. L'influence néfaste de l'alcool sur les facultés nécessaires pour conduire un véhicule automobile n'est plus à prouver. En effet, la relation positive entre la concentration d'alcool dans le sang d'un conducteur et le risque d'accident est aujourd'hui scientifiquement établie (Moskowitz & Fiorentino, 2000; Smith & Popham, 1951; Table québécoise de la sécurité routière, 2009a). Au Canada, 2211 personnes sont décédées des suites d'un accident de la route en 2010, de ce nombre, 33,6 % mettaient en cause un conducteur ayant consommé de l'alcool. La diminution de ce pourcentage est notable par rapport au plus haut niveau atteint en 1995. La valeur était alors évaluée à 38,8% (Fondation de recherches sur les blessures de la route, 2013b) .

Malgré les efforts constants de sensibilisation et les nombreuses mesures législatives mises en place depuis les dernières décennies (Blais & Maurice, 2010; Table québécoise de la sécurité routière, 2009a), il semble que le message passe difficilement auprès de certains conducteurs. L'alcool au volant est une problématique de premier plan en matière de sécurité routière d'autant plus que selon les données de l'Institut national de santé publique du Québec, la consommation d'alcool au Québec est en hausse (April, Bégin, & Morin, 2010). L'important nombre de recommandations émises au sujet de l'alcool au volant lors du premier rapport produit par la Table québécoise de la sécurité routière (TQSR) en 2007 reflète cette réalité (Table québécoise de la sécurité routière, 2007).

Selon le plus récent bilan routier québécois, de 2008 à 2011, plus de 35% des conducteurs décédés dans un accident de la route avaient un taux d'alcoolémie dans le sang supérieur à la limite légale de 0,08% (Société de l'assurance automobile du Québec, 2012). Bien que des sanctions administratives telles que la suspension immédiate du permis et la révocation de celui-ci aient été adoptées par le Code criminel et le Code de la sécurité routière, au cours d'une enquête menée en 2007 auprès de la population de conducteurs, 8,2% des répondants ont tout de même admis avoir conduit un véhicule alors qu'ils avaient conscience du fait qu'ils dépassaient la limite établie par la loi (Fondation de recherches sur les blessures de la route, 2013b).

Présentement, au Québec, le taux d'alcoolémie permis pour conduire un véhicule automobile s'élève à 0,08%. Cette mesure a été établie en 1969, il y a maintenant près de cinquante ans (April et al., 2010). Depuis, plusieurs études scientifiques ont été menées et ont démontré que conduire sous l'influence de l'alcool à un niveau moindre que le taux légal fixé à 0,08% peut être très dangereux. À ce point et même à des niveaux bien inférieurs, la vigilance du conducteur est diminuée, tandis que les probabilités de somnolence augmentent (Moskowitz & Fiorentino, 2000).

D'autre part, les recherches démontrent que l'alcool augmente de manière significative le temps de réaction et affecte de manière significative plusieurs autres facultés nécessaires à une conduite automobile sécuritaire (Moskowitz, Zador, Smiley, Fiorentino, & Burns, 2000). Selon une étude réalisée par la fondation de recherche sur les blessures de la route, les conducteurs dont la concentration d'alcool dans le sang est évaluée entre 0,051% et 0,080% ont 7,2 fois plus de chances d'être impliqués dans des collisions mortelles comparativement aux conducteurs n'ayant pas consommé d'alcool (Fondation de recherches sur les blessures de la route, 2003).

1.2 Question de recherche

En lien avec la problématique de recherche, en comparant la situation dépeinte plus tôt à celle des autres pays, nous sommes contraints à l'évidence suivante : le Canada et par le fait même, le Québec tardent à suivre la tendance internationale refusant d'abaisser le taux d'alcoolémie (TA) à moins de 0,08% (Chamberlain & Solomon, 2002).

Néanmoins, la plupart des provinces canadiennes ont introduit des mesures administratives encadrant la conduite avec facultés affaiblies avec un TA entre 0,05% et 0,08%. Au Québec, aucune loi administrative de ce genre n'a été adoptée. De ces constats émerge la problématique de recherche à laquelle la présente étude tente de répondre :

Le Québec devrait-il suivre la tendance des autres provinces et prévoir des sanctions administratives pour les conducteurs interceptés avec un TA de 50 mg/100 ml (0,05%)
ou plus?

1.3 Objectifs de l'étude

Au Canada, une seule étude publiée a examiné l'impact de la loi de la suspension du permis de conduire en Ontario avec un TA se situant à un niveau entre 0,05% et 0,08%

(Vingilis, Blefgen, Lei, Sykora, & Mann, 1988). Une seule évaluation faite il y a tant d'années ne peut être utilisée pour tirer des conclusions générales sur l'effet des lois administratives interdisant la conduite d'un véhicule avec un TA supérieur à 0,05% au Canada.

L'objectif de ce projet de mémoire est d'approfondir notre compréhension des effets de l'abaissement du taux d'alcoolémie assorti de mesures administratives sur les accidents routiers mortels liés à l'alcool au Canada.

Cette recherche aspire à évaluer la pertinence d'abaisser la limite légale du taux d'alcoolémie permise pour conduire un véhicule automobile au Québec à 50mg/100ml (0,05%) comme c'est le cas dans les autres provinces canadiennes et dans plusieurs autres états et pays dans le monde. Les analyses seront effectuées à partir des données des rapports préparés annuellement par la Fondation de recherche sur les blessures de la route au Canada relativement au problème des accidents liés à l'alcool.

1.4 Contributions potentielles

En 1999, le Comité permanent de la justice et des droits humains au Canada a refusé d'adopter une législation criminalisant la conduite d'un véhicule automobile avec un taux d'alcoolémie supérieur ou égal à 0,05%. Parmi les raisons évoquées figuraient un manque d'évidence scientifique et l'absence d'un consensus auprès des experts du domaine (Blais & Maurice, 2010; House of commons standing committee on justice and human rights, 1999).

À partir de résultats obtenus à la suite des analyses, nous espérons pouvoir déterminer l'efficacité qu'une telle mesure pourrait avoir sur le bilan routier québécois si elle était en vigueur. Les résultats permettront de déterminer si les provinces canadiennes qui ont

abaissé la limite légale du TA ont pu réduire le pourcentage de conducteurs décédés en raison de l'alcool au volant au sein de leur territoire.

Dans l'éventualité où cette mesure s'avèrerait efficace, une des principales finalités de ce mémoire consiste à donner des outils pertinents à la Table québécoise de la sécurité routière pour formuler des recommandations au ministre des transports du Québec dans le but d'adopter une loi abaissant la limite du taux d'alcoolémie à 0,05%.

1.5 Structure du mémoire

Ce mémoire est divisé selon six chapitres. L'introduction constitue l'amorce de cette étude et a pour but de présenter l'objet principal du sujet de recherche. Il dépeint l'isolement du Québec en lien avec ce qui est présentement en vigueur dans les neuf autres provinces canadiennes et plusieurs autres pays ou états.

Le deuxième chapitre présente les principaux éléments de la revue de littérature. Il recense l'essentiel des études antérieures concernant l'introduction de sanctions reliées à un TA de 0,05%. Les effets qu'ont eus différentes lois relatives à l'alcool au volant dans d'autres pays seront aussi mis de l'avant. L'objectif de cette section est de dépeindre les avancements en matière de lutte contre l'alcool au volant desquels la province québécoise pourrait bénéficier à la suite de l'adoption d'une loi administrative abaissant le niveau légal d'alcool dans le sang.

Le troisième chapitre de ce document présente les données. Les variables et les informations de la base de données sont présentées et expliquées. Des analyses descriptives sont jointes à la section pour faciliter la compréhension des données.

Le quatrième chapitre traite de la méthodologie utilisée. Il présente les principales méthodes de l'analyse de données longitudinales.

Le cinquième chapitre, quant à lui, a trait à l'analyse statistique des données. Les conclusions tirées de ces résultats seront reflétées à même cette section. Il sera alors question de déterminer si, selon les résultats obtenus, le Québec devrait emboîter le pas et opter pour une loi plus sévère concernant l'alcool au volant.

Le sixième et dernier chapitre conclut ce mémoire. Il permet d'engager une discussion par rapport aux résultats qui ont été obtenus et synthétise l'ensemble des contributions de cette recherche dans une optique d'adaptation des lois présentement en vigueur. Des pistes de recherche futures sont suggérées.

Chapitre 2

Revue de littérature

La problématique de l'alcool au volant a été étudiée de près par plusieurs auteurs. En effet, les lois qui régissent les comportements routiers diffèrent d'un endroit à l'autre. La finalité de cette section est triple : d'une part, elle dresse le portrait de la législation présentement en vigueur au Québec en matière d'alcool au volant. De plus, elle répertorie les conséquences de l'alcool sur les facultés et d'autre part, elle se veut un tour d'horizon des différentes études qui ont été menées dans d'autres territoires pour évaluer l'effet de l'abaissement du taux d'alcoolémie en vigueur.

Notre but premier est de mettre de l'avant diverses conclusions tirées d'études antérieures traitant de l'abaissement du taux d'alcoolémie afin de prendre connaissance des répercussions positives ou négatives qu'ont eu ces mesures au sein des territoires auprès desquels elles ont été adoptées.

2.1 Les deux régimes de sanction au Canada : criminel vs administratif

Au Canada, deux différents textes de loi sont invoqués lorsqu'il est question d'aspects légaux en matière de sécurité routière : le Code criminel qui est un texte de loi fédéral ainsi que les textes de lois sur les règlements provinciaux qui eux, sont propres à chaque province (Société de l'assurance automobile du Québec, 2013b). De ce fait, l'application des lois relativement à la sécurité routière est une responsabilité partagée par le gouvernement fédéral et les gouvernements provinciaux.

Le Code criminel comparativement aux règlements provinciaux prévoit des sanctions à portée judiciaire bien plus importantes. Alors qu'une infraction au Code criminel entraîne l'ouverture d'un dossier criminel, être reconnu coupable à un manquement au code de la route a des impacts judiciaires de moindre ampleur. Ces infractions n'impliquent pas de dossier criminel, mais plutôt des sanctions dites « administratives » qui se traduisent par une suspension ou une révocation du permis du conducteur, des amendes ou encore l'obligation d'utiliser un antidémarrreur.

Au Canada, en vertu du Code criminel, un conducteur est passible d'arrestation dans le cas où il dépasse la limite légale de 80 mg/100 ml de sang. Conduire avec les facultés affaiblies implique les mêmes conséquences. En effet, l'alcool, les médicaments et les drogues sont toutes des substances qui peuvent mener à l'arrestation d'un conducteur dans le cas où elles auraient été consommées avec excès (Éducaloi, 2014).

Ce qui différencie les provinces au niveau légal en sécurité routière, ce sont les lois administratives provinciales qui ont été adoptées au cours des dernières années pour un taux d'alcoolémie typiquement limité à 50 mg/100 ml. Le Québec est la seule province

canadienne qui n'ait présentement aucune loi à sanctions administratives concernant un TA inférieur à 0,08%, qui est la limite fixée par le code criminel fédéral.

Le tableau 2.1 présente les détails des peines administratives qui sont appliquées dans les provinces canadiennes autres que le Québec ainsi que les années où elles sont entrées en vigueur. Il est à noter que ce tableau répertorie les mesures administratives mises en place pour une limite du taux d'alcoolémie inférieure ou égale à 50 mg/100 ml.

Tableau 2.1 : Lois administratives relatives à la limite du taux d'alcoolémie (TA) dans le sang pour les provinces canadiennes

Province	Motifs de suspension	Infraction	Période immédiate de suspension	Période de référence	Frais	Points	Autres
Alberta	Signes de conduite avec facultés affaiblies par l'alcool (1975)	1 ^e	24 heures	-	-	-	-
Colombie-Britannique	Signes de conduite avec facultés affaiblies par l'alcool (1979)	1 ^e 2 ^e 3 ^e	24 heures 24 heures 24 heures	5 ans	- - -	- - -	Suspension du permis de conduire pour 30 jours ou plus. <i>À la deuxième infraction :</i> Suspension du permis de conduire pour 45 jours ou plus et doit suivre un programme de réhabilitation
Manitoba	TA supérieur à 0,05% (1998)	1 ^e 2 ^e	24 heures 24 heures	3 ans	50\$ 50\$	- -	Doit suivre le programme provincial de réhabilitation
Nouveau-Brunswick	TA supérieur à 0,05% (1985)	1 ^e	24 heures	-	-	-	-
Terre-Neuve	TA supérieur à 0,05% (1995)	1 ^e 2 ^e 3 ^e 4 ^e	24 heures 24 heures 60 jours 120 jours	2 ans	100\$ 100\$ 100\$ 100\$ 100\$	- - - - -	Doit suivre le programme provincial de réhabilitation
Nouvelle-Écosse	TA supérieur à 0,05% (1999)	1 ^e	24 heures	-	-	-	-
Ontario	TA supérieur à 0,05% (1981/2009)	1 ^e 2 ^e 3 ^e 4 ^e	3 jours 7 jours 30 jours 30 jours	5 ans	150\$ 150\$ 150\$ 150\$	- - - -	Doit suivre le programme provincial de réhabilitation <i>À la deuxième infraction :</i> Antidémarrreur <i>À la troisième infraction :</i> Antidémarrreur
Île du Prince-Édouard	TA supérieur à 0,05% (1997)	1 ^e	24 heures	-	-	-	-
Québec	-	-	-	-	-	-	-
Saskatchewan	TA supérieur à 0,04% (1996/2006)	1 ^e 2 ^e 3 ^e	24 heures 15 jours 90 jours	5 ans	- - -	4 points 4 points 4 points	-

Source : CCMTA STRID 2010 Task Force (2011). Strategy to reduce impaired driving 2010. STRID report: progress in 2010. Prepared for the Standing Committee on Road Safety Research and Policies. CCMTA Road Safety Report Series : Ottawa (Canada).

2.2 Le cas du Québec

Outre ces lois qui s'appliquent à tous les conducteurs de véhicules motorisés, des restrictions plus contraignantes sont prévues pour les nouveaux conducteurs, les conducteurs d'autobus ainsi que les jeunes automobilistes âgés de moins de 21 ans pour qui la notion de « tolérance zéro » s'applique (Éducaloi, 2014). De plus, mentionnons que suite à l'une des principales recommandations de la Table québécoise de la sécurité routière, de nouvelles mesures plus sévères ont été mises en place pour les récidivistes (Table québécoise de la sécurité routière, 2009b). Les pénalités prévues incluent entre autres l'allongement des périodes de révocation du permis de conduire, la saisie du véhicule pour une période de 90 jours et même l'interdiction d'immatriculer, l'obligation de conduire avec un antidémarrreur à vie et l'emprisonnement (Société de l'assurance automobile du Québec, 2013a).

2.2.1 Le projet de loi 71

Bien que la limite légale soit encore aujourd'hui fixée à 80 mg/100 ml, il s'en est fallu de peu pour qu'une loi imposant un abaissement du taux d'alcoolémie légal soit votée et effective en territoire québécois. Depuis 2007, le projet de loi 71 fait parler de lui dans l'actualité. Selon l'article « *Taux d'alcool au volant de 0,05 : Québec fonce* » publié en 2009 par le quotidien *La Presse*, suite à une des principales recommandations de la Table québécoise de la sécurité routière, Julie Boulet, alors ministre des Transports, a présenté ce projet de loi visant entre autres à diminuer le taux d'alcoolémie permis pour conduire un véhicule automobile. La nouvelle mesure concernant le taux d'alcoolémie n'impliquait pas de sanction ou d'accusation au niveau criminel, mais plutôt une suspension dite « administrative ». De ce fait, un conducteur intercepté avec un TA entre 50 mg et 80 mg / 100 ml de sang aurait vu son permis de conduire suspendu sur le champ. Par contre, le propriétaire aurait été autorisé à garder en sa possession son véhicule et n'aurait perdu aucun point d'inaptitude (Assemblée nationale, 2009).

Près d'un an après la publication de l'article cité ci-haut, le gouvernement décide de renoncer au projet de loi 71. Cette décision a été prise après que d'importants mouvements de contestation des différentes parties prenantes se soient faites entendre (Chouinard, 2010). D'une part, les partis de l'opposition ont amené des arguments contre l'adoption de ce projet tout comme les restaurateurs représentés par l'Association des restaurateurs du Québec (ARQ). Ce regroupement avait produit en 2010 un mémoire mettant de l'avant le fait que la mesure imposant une diminution du taux d'alcoolémie légal à 0,05% était « inutile, contreproductive et inefficace », évoquant comme appui le cas de l'Ontario (Association des restaurateurs du Québec, 2010).

2.3 Les effets de l'alcool sur les performances au volant

Bien que le Québec n'ait pas encore réussi à faire adopter un projet de loi au sein duquel on prévoit des sanctions administratives pour les conducteurs avec un taux d'alcoolémie de 0,05% ou plus, les neuf autres provinces canadiennes ont déjà emboîté le pas. Plusieurs études ont été menées pour évaluer les effets de l'alcool sur les habilités nécessaires à une conduite automobile sécuritaire. De nombreux scientifiques ont travaillé sur le sujet et deux synthèses importantes sont maintenant des références clés dans le domaine. Il s'agit des rapports publiés en 1988 et 2000 par la *National Highway Traffic Safety Administration* respectivement titrés *Effects of Low Doses of Alcohol on Driving-related Skills : A Review of the Evidence* (Moskowitz & Robinson, 1988) et *A Review of Literature on the Effects of Low Doses of Alcohol on Driving-Related Skills* (Moskowitz & Fiorentino, 2000).

Le rapport publié en 1988 se concentre sur des articles parus de 1950 à 1985 au sujet des effets de l'alcool sur les habiletés à conduire un véhicule automobile. Un total de 177 études ont été analysées. À l'aide de ce processus, Moskowitz et Robinson (1988) ont pu démontrer que les facultés des automobilistes étaient affectées à des concentrations aussi

basses que 40 mg/100 ml. En effet, 21% des 177 études soutenaient ce propos (Moskowitz & Robinson, 1988).

Quant au deuxième rapport publié en 2000, il regroupe 112 articles publiés entre 1981 et 1997 portant sur le même sujet. Cette étude avait pour but de déterminer le plus bas taux d'alcoolémie auquel les habiletés des conducteurs étaient affectées et aussi d'identifier les seuils auxquels chaque sphère comportementale était touchée. Parmi ces sphères, notons entre autres les tâches cognitives, la division de l'attention, les habiletés de conduite, la perception, les tâches psychomotrices et le temps de réaction. Tout comme dans la synthèse de 1988, les auteurs ont démontré qu'il y avait une importante détérioration des habiletés à des taux très peu élevés. À un taux de 0,05%, presque la totalité des 112 articles concluaient à une diminution significative des habiletés (Moskowitz & Robinson, 1988).

La liste complète des sphères qui ont été étudiées est présentée dans le tableau 2.2.

Tableau 2.2 : Sphères comportementales évaluées dans l'article de Moskowitz et Fiorentino (2000) et associées au plus faible taux d'alcoolémie où la détérioration a été observée

<i>Taux d'alcoolémie</i>	<i>Sphère comportementale</i>
0,001% – 0,009%	Division de l'attention, habiletés de conduite
0,010% – 0,019%	Tâches cognitives, habiletés psychomotrices, tâches de suivi, somnolence
0,020% – 0,029%	Temps de réaction (choix), fonctions visuelles
0,030% – 0,039%	Vigilance, perception
0,040% – 0,049%	Temps de réaction (simple)

Moskowitz, H. et D. Fiorentino (2000). « A Review of the Literature on the Effects of Low Doses of Alcohol on Driving-Related Skills », Washington, DC: Department of Transportation, National Highway Traffic Safety Administration., p. 56.

De nombreuses études peuvent appuyer le fait que l'alcool a des répercussions néfastes sur les habiletés nécessaires à la conduite d'un véhicule automobile. À un taux inférieur

à 40 mg/100 ml, plus du quart des études analysées concluaient à au moins une détérioration des facultés, alors que presque la totalité des articles (94%) rapportaient une détérioration ou plus à un niveau inférieur à la limite de 80 mg/100 ml permise au Québec (Moskowitz & Fiorentino, 2000).

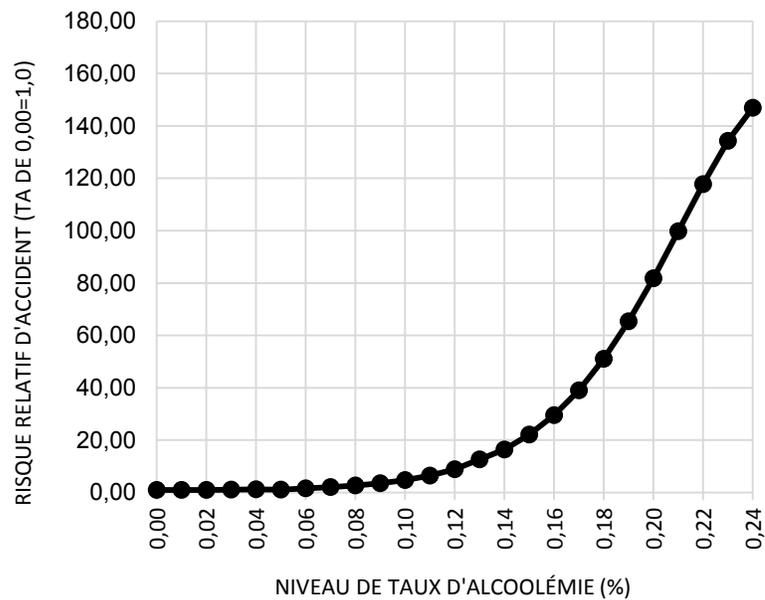
Les résultats tirés de la littérature sur le sujet montrent bien que ce ne sont pas que les doses importantes d'alcool qui soient dangereuses lors de la conduite d'un véhicule automobile. Entre 1 et 9 mg/100 ml, la moitié ou plus des études analysées présentaient des résultats où il y avait détérioration des habiletés à effectuer deux tâches concurrentes. Cette capacité à se concentrer sur deux éléments différents est primordiale lors de la conduite d'un véhicule motorisé. Plus précisément, un automobiliste doit être en mesure de maintenir sa position dans sa voie en plus de porter attention à l'environnement dans lequel il se trouve. Dans ce contexte, la littérature suggère une détérioration des capacités à effectuer ces tâches lorsque le conducteur a un taux d'alcoolémie aussi bas que 5 mg/100 ml (Roehrs, Beare, Zorick, & Roth, 1994).

De plus, mentionnons que l'alcool affecte la capacité à effectuer diverses tâches cognitives, les habiletés psychomotrices, en plus d'augmenter le temps de réaction d'un conducteur à des taux très faibles d'alcool dans le sang. Ces taux sont de l'ordre de 0,010% à 0,029% selon les résultats du tableau 2.2. À des niveaux de concentration encore plus bas, la perception ainsi que certaines fonctions visuelles, telles que l'acuité visuelle et la sensibilité aux contrastes sont touchées.

Ces résultats de la littérature nous permettent de conclure que plusieurs facultés sont touchées lorsqu'un conducteur a consommé une quantité d'alcool quelconque. En effet, des études ont aussi été menées dans le but de statuer sur le risque de collisions en fonction du taux d'alcoolémie du conducteur impliqué dans un accident. Les résultats ont

démontré que le risque d'accident augmentait de manière très importante à partir d'une concentration supérieure à 100 mg/100 ml (Compton et al., 2002) comme l'illustre la figure 2.1.

Figure 2.1 : Estimation du risque relatif d'accident en fonction de la concentration d'alcool dans le sang



Source: Compton, R. P., Blomberg, R., Moscovitz, H., Burns, M., Peck, R. C., & Fiorentino, D. (2002). Crash risk of alcohol impaired driving. *Proceedings International Council on Alcohol, Drugs and Traffic Safety Conference, 2002*, 39-44.

Les éléments de la littérature apportés à travers cette section montrent que les effets négatifs de faibles quantités d'alcool sur la performance à piloter un véhicule automobile ne sont plus à prouver. Cela ramène à l'avant la question d'intérêt de ce mémoire à savoir si le Québec devrait suivre les autres provinces canadiennes et plusieurs pays et sévir auprès des conducteurs dont le résultat de l'alcootest est supérieur ou égal à 50 mg/100 ml en leur imposant des sanctions administratives.

2.4 Recensement des écrits sur l'efficacité des mesures adoptées

Malgré les propos de l'Association des restaurateurs du Québec, il n'en demeure pas moins que les conséquences de l'alcool au volant sont réelles. En outre, l'abaissement du taux d'alcoolémie légal à 0,05% jumelé à diverses sanctions est une mesure qui a fait ses preuves dans plusieurs pays. Cette section propose de parcourir la littérature scientifique dans le but de mettre de l'avant les études qui permettent d'évaluer le rendement de ces lois. Plus précisément, nous parcourons les résultats de recherches menées au Canada (Ontario), en France, en Autriche, en Australie, au Japon et au Danemark. La méthodologie utilisée ainsi que les principaux résultats seront décrits de manière à orienter notre réflexion sur la problématique et sur les différentes manières de l'analyser.

2.4.1 Le Canada

Au Canada, une loi fédérale imposant une limite criminalisant la conduite d'un véhicule automobile avec une concentration d'alcool dans le sang supérieure à 80 mg/100 ml est en vigueur depuis 1969. En plus de cela, toutes les provinces à l'exception du Québec ont mis sur pied des textes de loi qui encadrent la conduite d'un véhicule motorisé avec une limite du taux d'alcoolémie de 50 mg/100 ml ou même plus basse selon la province. Les sanctions prévues pour une infraction à ce niveau sont de type administratif, ce qui signifie qu'aucun dossier criminel n'est associé à ce type d'infraction (Beirness & Simpson, 2002).

L'effet de l'introduction des lois de type administratif au Canada a très peu été étudié. Le cas de l'Ontario constitue la seule étude publiée du genre au Canada. Des chercheurs se sont intéressés à l'effet de la loi administrative qui est entrée en vigueur en 1981. En utilisant l'analyse de séries temporelles, Vingilis et al. (1988) ont évalué l'impact de la loi impliquant une suspension de permis pour une période de 12 heures en Ontario. Cette loi

a été introduite à la grandeur de la province en 1981. Les résultats publiés en 1988 ont montré que de telles lois se doivent d'être accompagnées de publicités pour être efficaces. De plus, les auteurs ont souligné le fait que cette loi a eu un effet qu'à très court terme selon les données disponibles. Cependant, les auteurs soulignent qu'une étude portant sur des données à plus long terme aurait possiblement changé les résultats (Vingilis et al., 1988). Selon Chamberlain et Solomon (2002), de tels résultats sont dus à la très courte période sur laquelle la recherche s'est déroulée.

2.4.2 La France

En 1998, Mercier-Guyon a effectué une étude semblable à celle proposée dans ce mémoire en analysant l'efficacité de l'introduction d'une loi abaissant le TA à 0,05% dans la province de la Haute-Savoie, en France.

Les résultats ont été concluants : nous avons pu observer une diminution marquée des accidents de la route impliquant une consommation d'alcool. Lorsque la limite était établie à 0,08%, le nombre d'accidents était de 100 par année, alors que suite à l'introduction de la loi, ce nombre a diminué à 64 au cours de l'année suivante, c'est-à-dire, en 1997 (Mercier-Guyon, 1998).

Ainsi, en France, un conducteur qui se fait intercepter avec un taux d'alcoolémie égal ou supérieur à 0,05% se voit contraint à une peine administrative incluant la retrait de six points, une amende, l'immobilisation du véhicule et une suspension du permis pouvant aller jusqu'à trois ans. Une peine au criminel ne peut toutefois être appliquée que lorsque le taux d'alcoolémie est égal ou supérieur à 0,08% (Ministère de l'intérieur, 2014).

2.4.3 L'Autriche

En Autriche, l'adoption d'une loi fixant le taux légal à 0,05% est un sujet dont les politiciens débattaient depuis plusieurs années déjà, lorsque la loi est entrée en vigueur en 1998 suite à un tragique accident (Bartl & Esberger, 2000).

Au niveau méthodologique, l'analyse des données a été faite en comparant les données statistiques officielles relatives aux nombres accidents survenus sur la route. Les résultats permettent donc d'illustrer les changements découlant de l'adoption de la loi. D'autres mesures ont permis de comparer la situation avant l'adoption de la loi à la situation actuelle. Il s'agit du nombre d'alcootests demandé par les agents de police ainsi que le nombre de conducteurs avec un TA supérieur à 0,08% (Bartl & Esberger, 2000).

En 1960, la limite permise pour conduire un véhicule automobile avait été établie à 0,08%. Plusieurs années plus tard, au début de l'année 1998, l'Autriche a abaissé la limite légale pour conduire un véhicule de 0,08% à 0,05%. Cette étude permet de constater que l'introduction de la loi a eu un effet significatif sur la diminution des blessures causées par l'alcool. Les résultats ont montré une baisse de 9,4% au niveau des accidents causés par l'alcool.

Il est à noter que la présence policière tout comme les campagnes médiatiques ont été identifiées comme des facteurs améliorant le bilan (Bartl & Esberger, 2000). Mentionnons qu'une synthèse regroupant des études faites sur l'efficacité des campagnes publicitaires de masse attribue à ce type de média une baisse des collisions reliées à l'alcool au volant de l'ordre d'environ 13% (Elder et al., 2004).

2.4.4 L'Australie

L'Australie a produit plusieurs rapports et articles au sujet de la problématique de l'alcool au volant au sein de son territoire. L'étude de Kloeden, Moore, & McLean (1994) tentait de vérifier les capacités des conducteurs à estimer leur propre taux d'alcoolémie tandis que l'étude de Smith (1988) révélait une réduction des collisions nocturnes de 8,2% suite à l'abaissement du taux d'alcoolémie à 50 mg/100 ml.

Une autre étude réalisée en 1997 avait pour objectif principal d'estimer l'efficacité des tests d'haleine aléatoires. Bien que ce sujet ne soit pas directement lié à l'évaluation de l'abaissement du taux d'alcoolémie, elle traite des conséquences qu'a eues la réduction de la limite. De plus, comme la méthode utilisant l'analyse de séries temporelles est fréquente pour évaluer l'impact d'interventions légales sur les accidents, il demeure pertinent de revoir la méthodologie utilisée (Henstridge, Homel, & Mackay, 1997). Les auteurs ont choisi de se pencher sur les accidents dits sérieux et fatals vu leur importance dans la problématique de l'alcool au volant. Les données s'étalaient de 1976 à 1992. Plusieurs variables de contrôle ont été introduites dans le modèle telles que les effets saisonniers, des mesures économiques, des indicateurs de l'activité routière comme le nombre de véhicules enregistrés et le nombre de permis de conduire en vigueur et bien sûr la consommation d'alcool. Pour chacun des territoires étudiés soient la Tasmanie, le Queensland, l'Australie occidentale et le New South Wales, les tests d'haleine ont été introduits à différents moments. Il s'agissait alors d'étudier la tendance qui décrivait le mieux la courbe caractérisant le nombre d'accidents. Cela a permis de conclure et d'identifier les effets de l'introduction de la loi abaissant la limite du TA.

D'après cette étude, nous pouvons tirer certains constats par rapport à la réduction du TA puisque l'effet de cette variable était inclus en tant que variable explicative du modèle. Il a été montré que l'abaissement du taux d'alcoolémie permis a entraîné une baisse du

nombre d'accidents au sein du territoire. En effet, le New South Wales a montré une réduction de 8% des accidents mortels ainsi qu'une réduction de 7% pour ce qui est des accidents sérieux (Henstridge et al., 1997).

Homel (1994) a aussi identifié une relation semblable voulant que l'introduction d'une loi diminuant le taux d'alcoolémie de 0,08% à 0,05% soit associée à une diminution statistiquement significative des collisions routières.

2.4.5 Le Japon

De son côté, le Japon a évalué l'effet de l'introduction d'une loi abaissant le taux d'alcoolémie en utilisant l'analyse de séries temporelles. Ce pays a adopté des lois à ce sujet à deux reprises : la première en 1970 et la deuxième, en 1978. Les données qui ont été utilisées sont des données longitudinales relatives aux accidents mortels. Plusieurs variables dont les conducteurs avec facultés affaiblies et les accidents mortels impliquant de l'alcool ont été étudiées avant et après l'introduction des lois pour en connaître l'impact sur le bilan routier et la sécurité publique (Deshapriya & Iwase, 1996).

Les résultats ont montré une très grande efficacité des lois qui ont été introduites malgré une augmentation marquée de la consommation d'alcool par habitant au pays depuis l'introduction de la première loi. Contrairement aux études antérieures (McLean, Kloeden, McColl, & Laslett, 1995; Vingilis et al., 1988), celle de Deshapriya et Iwase (1996) permet de conclure que l'effet des lois introduites est significatif à court terme, ainsi qu'à plus long terme.

2.4.6 Le Danemark

Le Danemark a aussi évalué l'effet des lois qui ont été introduites sur son territoire menant à l'abaissement du taux d'alcoolémie légal à 0,05%. La loi du 0,05% a été adoptée en 1997

suite à de nombreuses discussions. La méthode qu'a utilisée ce pays pour évaluer l'effet des lois est très différente des autres cas exposés plus haut. En effet, l'étude a été réalisée à l'aide d'un questionnaire auquel les participants détenteurs d'un permis de conduire ont répondu par téléphone avant et après l'introduction de la loi. Les éléments testés par le sondage de Bernhoft & Behrendorff (2003) étaient les suivants : leur connaissance de la limite légale, leur propension à conduire après avoir consommé de l'alcool, les raisons qui ont menées les conducteurs à changer leurs habitudes.

Parmi les principaux résultats, notons une meilleure connaissance de la limite légale avec 80% de bonnes réponses suite à l'amendement de la loi. Il est à noter que l'introduction de la loi a été accompagnée d'une présence policière plus accrue et de campagnes publicitaires. Finalement, cette recherche a montré qu'une telle loi avait sensibilisé l'ensemble des catégories de conducteurs y compris ceux qui consommaient bien au-delà de la limite permise. Près de 80% des conducteurs interviewés ont répondu qu'ils ne consommeraient pas ou ne consommeraient que très peu en situation de conduite automobile suite à la nouvelle loi. De ce nombre, une grande majorité ont répondu avoir fait de même à cause d'une limite plus restrictive (Bernhoft & Behrendorff, 2003).

2.5 Bilan

Selon ce qui a été publié dans la littérature, les auteurs ont privilégié deux méthodes en particulier pour analyser les données qui étaient mises à leur disposition: l'analyse de séries temporelles et les comparaisons avant-après l'introduction de la loi (Mann et al., 2000). Parmi les études qui ont utilisé l'analyse des séries temporelles, notons le travail de Vingilis et al. (1988) effectué sur les données de l'Ontario.

D'un point de vue général, les recherches ont présenté des résultats concluants quant aux effets engendrés par l'abaissement du taux d'alcoolémie. En effet, plusieurs d'entre elles

ont démontré une baisse significative du nombre de collisions reliées à l'alcool au volant (Brooks & Zaal, 1993; Henstridge et al., 1997; D. I. Smith, 1988; Vingilis et al., 1988) ainsi qu'une diminution du niveau d'alcoolémie des conducteurs testés (McLean et al., 1995). D'autres auteurs ont aussi mis de l'avant les baisses significatives de la proportion de conducteurs testés à un niveau supérieur à 0,08% (Hingson, Heeren, & Winter, 1996). Bien que certaines études aient souligné le fait que l'impact de ces lois sur le bilan routier soit temporaire (McLean et al., 1995), il n'en demeure pas moins que ces recherches présentent des éléments positifs surtout lorsque la loi est accompagnée d'autres mesures (Bartl & Esberger, 2000; Bernhoft & Behrendorff, 2003).

Chapitre 3

Présentation des données

À partir des rapports annuels sur l'alcool au volant publiés par la Fondation de recherches sur les blessures de la route au Canada (TIRF – Traffic Injury Research Foundation) nous avons produit une base de données répertoriant les informations relatives aux 10 provinces sur une période allant de 1987 à 2010. Nous souhaitons pouvoir dresser un portrait de l'influence de mesures administratives adoptées pour contrer le problème de l'alcool au volant.

Ce troisième chapitre s'ouvre sur un aperçu des lois qui ont été introduites dans chacune des provinces canadiennes pour établir la limite du taux d'alcoolémie égale ou inférieure à 0,05%. Ensuite, nous poursuivrons avec l'étape de la préparation des données et la présentation des différentes variables. Finalement, cette section sera complétée avec des analyses descriptives qui mèneront à une meilleure compréhension des données.

3.1 Portrait administratif légal

Dans le but de répondre adéquatement à l'objectif visé par ce projet, il importe de mettre de l'avant les lois qui ont été en vigueur pendant la période à l'étude. Cela permet de comparer de manière plus juste la situation de chacune des provinces et d'établir quelques constats.

Ce mémoire se justifie et se distingue des autres recherches par sa volonté d'incorporer une variable traduisant l'aspect administratif légal dans un modèle quantitatif pour tirer des conclusions de l'effet de ces mesures à partir de données couvrant l'ensemble des provinces canadiennes.

La base de données construite permet d'identifier les juridictions ainsi que la période au cours de laquelle les lois administratives étaient en vigueur. Le tableau 3.1 résume les données du fichier à cet égard.

Dans un premier temps, nous pouvons remarquer que plusieurs provinces canadiennes ont voté une loi qui est entrée en vigueur avant 1987. Nos sources de données ne couvrent malheureusement pas la période avant 1987. Dans un deuxième temps, tel que mentionné dans le chapitre précédent, le Québec se trouve à l'écart par rapport aux autres en ce qui a trait aux lois administratives sanctionnant la conduite d'un véhicule automobile avec un taux d'alcoolémie entre 0,05% et 0,08%. En effet, les Québécois ne peuvent compter sur aucune loi administrative applicable à un taux d'alcoolémie de 0,05% pour améliorer le taux de mortalité de leur bilan routier.

**Tableau 3.1 : Introduction de sanctions administratives pour un taux d'alcoolémie
(TA) supérieur à 0,05%**

#	Province	Introduction d'une loi	Modification de la loi	Loi avant 1987	Motifs de suspension
1	Colombie-Britannique			✓ 1979	Signes de conduite avec facultés affaiblies
2	Alberta			✓ 1975	Signes de conduite avec facultés affaiblies
3	Saskatchewan	✓ 1996	✓ 2006		TA supérieur à 0,04%
4	Manitoba	✓ 1998			TA supérieur à 0,05%
5	Ontario		✓ 2009	✓ 1981	TA supérieur à 0,05%
6	Québec				
7	Nouveau-Brunswick			✓ 1985	TA supérieur à 0,05%
8	Nouvelle-Écosse	✓ 1999			TA supérieur à 0,05%
9	Île du Prince-Édouard	✓ 1997			TA supérieur à 0,05%
10	Terre-Neuve	✓ 1995			TA supérieur à 0,05%

Source: CCMTA STRID 2010 Task Force (2011). Strategy to reduce impaired driving 2010. STRID report: progress in 2010. Prepared for the Standing Committee on Road Safety Research and Policies. CCMTA Road Safety Report Series: Ottawa (Canada)

3.2 Source des données

Les données de cette étude proviennent principalement de rapports de la Fondation de recherches sur les blessures de la route au Canada publiés annuellement pour les données des années allant de 1987 à 2010 (Fondation de recherches sur les blessures de la route, 1988, 1990, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000a, 2000b, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2008, 2009, 2010a, 2010b, 2011, 2013a). Il est à noter que le

dernier rapport disponible au moment de la réalisation de ce mémoire se rapporte aux résultats de l'année 2010.

Depuis la première année de la période à l'étude, la Fondation de recherches sur les blessures de la route du Canada (TIRF – Traffic Injury Research Foundation) met à la disposition du public un rapport annuel exposant d'importantes informations en lien avec la problématique de l'alcool au volant. Ces publications décrivent la gravité ainsi que les caractéristiques de la problématique sur le territoire canadien. De plus, elles fournissent des renseignements quant à la manière dont ce problème évolue à travers le temps. La Fondation produit ces rapports en se basant sur les données recueillies au sein de l'ensemble des juridictions canadiennes.

Les informations contenues dans ces rapports proviennent principalement de deux bases de données nationales nommées « Fatality Database » et « Serious Injury Database ». Ces dernières sont mises à jour par la Fondation (TIRF) et par le Conseil canadien des administrateurs en transport motorisé (CCATM – Transport Canada and the Canadian Council of Motor Transport Administrators). Ensemble, ces bases de données renferment des informations sur les nombres des personnes blessées mortellement dans une collision impliquant un véhicule motorisé ainsi que celles blessées sérieusement. De son côté, la première source de données se nourrit de différents rapports dont des rapports de police et des rapports de coroners et de médecins. Cette base de données renferme aussi une donnée importante : la proportion des conducteurs décédés testés pour l'alcool. Cette valeur est au centre de la présente étude. (Fondation de recherches sur les blessures de la route, 1988, 1990, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000a, 2000b, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2008, 2009, 2010a, 2010b, 2011, 2013a)

Dans ces rapports, la Fondation utilise quatre indicateurs qui lui permettent, année après année, de statuer sur l'évolution du problème. Parmi ces métriques, notons l'utilisation des éléments suivants tirés des rapports de la Fondation:

- « Le nombre ainsi que le pourcentage de personnes décédées dans une collision impliquant une dose d'alcool quelconque,
- Le nombre ainsi que le pourcentage de conducteurs blessés mortellement et ayant consommé de l'alcool,
- Le nombre ainsi que le pourcentage de piétons blessés mortellement et ayant consommé de l'alcool,
- Le nombre ainsi que le pourcentage de conducteurs blessés grièvement et ayant consommé de l'alcool »

Pour les analyses de ce mémoire, seulement les données relatives aux conducteurs décédés ont été utilisées. Même si la Fondation fournit de l'information sur les conducteurs blessés grièvement et ayant consommé de l'alcool, les rapports ne sont pas assez précis concernant la concentration d'alcool qui avait été mesurée dans le sang de ces individus. Faute de ces détails dans les données, les analyses ainsi que les résultats et conclusions qui en découleront ne concerneront que les conducteurs blessés mortellement ayant consommés de l'alcool.

La structure adoptée par la Fondation pour la publication de ces rapports permet de dresser un portrait à l'échelle canadienne des victimes d'accident où l'alcool était en cause. L'âge, le sexe, le type de victime (conducteur, passager ou piéton) ainsi que le type de véhicule sont présentés. Le document met en lumière à l'aide de statistiques et de graphiques, les diverses conclusions quant au bilan de la route du Canada.

En plus des données extraites des rapports de la Fondation, notre base de données a été complétée à l'aide de données publiées par Statistique Canada. En effet, nous avons pu

nous renseigner quant aux données de quelques variables de contrôle pouvant avoir un effet sur les pourcentages de conducteurs décédés et ayant consommés de l'alcool. Il s'agit du taux de chômage, de la consommation de bière, du pourcentage de jeunes de 16 à 24 ans dans la population, du taux d'incarcération et du nombre de policiers. Plus de détails sur ces variables sont fournis à la section suivante.

3.3 Présentation des variables

Le fichier de données à partir duquel nous allons baser nos analyses contient une dizaine de variables d'intérêt et 240 observations couvrant une période allant de l'année 1987 à 2010. Dans ce fichier, des informations sur les 10 provinces canadiennes s'y retrouvent. Pour chacune des juridictions représentées, le nombre de conducteurs décédés et le nombre de ceux parmi eux qui ont été testés pour leur taux d'alcoolémie dans le sang sont fournis. De plus, la base de données permet de s'informer sur le nombre et la proportion des conducteurs décédés avec un taux d'alcoolémie à différents niveaux.

Les prochaines sections présentent les variables qui seront testées dans nos modèles.

3.3.1 Variables dépendantes : Pourcentages des conducteurs décédés avec différents niveaux de taux d'alcoolémie (TA)

Pour répondre à notre objectif de départ, nous allons évaluer l'effet des lois administratives sur la proportion de conducteurs canadiens décédés, suite à une collision de la route, avec un taux d'alcoolémie supérieur à 50 mg/ 100 ml de sang.

Au départ, à partir des rapports annuels de la Fondation de recherches sur les blessures de la route, nous avons recueilli les données relatives aux conducteurs décédés pour trois différents niveaux de concentration d'alcool dans le sang : pourcentage avec un TA entre

50 et 80 mg/100 ml (PTA50_80), pourcentage avec un TA entre 81 et 150 mg/ 100 ml (PTA81_150), et pourcentage avec un TA de 151 mg/100 ml ou plus (PTA151). Pour pouvoir bien modéliser la proportion voulue, nous avons créé la variable dépendante qui se veut la somme des proportions des conducteurs décédés ayant une concentration d'alcool entre 50 et 80 mg/100 ml, 81 et 150 mg/ 100 ml et 151 mg/100 ml :

$$PTA_{05} = PTA50_{80} + PTA81_{150} + PTA151. \quad (3.1)$$

De façon similaire, nous avons créé la variable PTA_08 qui elle représente la proportion de conducteurs décédés ayant une concentration d'alcool d'au moins 81 mg/100 ml :

$$PTA_{08} = PTA81_{150} + PTA151. \quad (3.2)$$

Les variables décrites dans les équations 3.1 et 3.2 ont été produites pour l'ensemble des 10 provinces sur la période donnée (1987-2010) à l'exception de quelques années pour les provinces de la Saskatchewan, du Manitoba et de l'Île du Prince-Édouard. Les observations pour lesquelles l'information était incomplète sont listées dans le tableau 3.2.

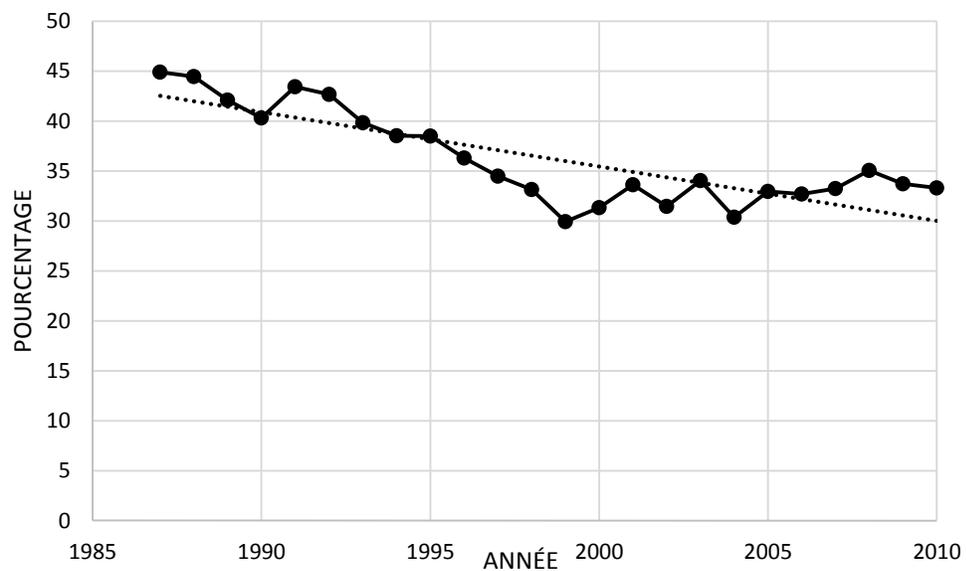
Tableau 3.2 : Liste des données manquantes

Variable	Nbr. de données manquantes	Province et année
Pourcentage de conducteurs avec un TA entre 50 et 80 mg/100 ml	9	Saskatchewan, 1998 Manitoba, 1987 IPE, 1998 à 2003, 2007
Pourcentage de conducteurs avec un TA -entre 81 et 150 mg/100 ml -supérieur à 151 mg/100 ml	9	Saskatchewan, 1998 Manitoba, 1987 IPE, 1998 à 2003, 2007

Bien que nous ne classons pas ces données comme étant manquantes, mentionnons qu'à partir du rapport de l'année 2002, la Fondation a modifié une des catégories relative au taux d'alcoolémie. Auparavant, la catégorie la plus élevée était de 151 mg/100 ml et plus alors que suite au changement, elle a été modifiée pour 161 mg/100 et plus. Nous n'avons toutefois pas fait de distinction à cet égard et avons inclus les données de la nouvelle catégorie (161 mg/100 ml) à l'intérieur de celle d'origine (151 mg/100 ml) pour les analyses.

La proportion qui sera modélisée pour répondre à l'objectif de départ est celle des conducteurs décédés avec un taux d'alcoolémie supérieur ou égal à 50 mg/100 ml. En consultant les données canadiennes, nous pouvons observer à la figure 3.1 une tendance à la baisse en ce qui a trait à cette mesure (PTA_05) pour la période allant de 1987 à 2010.

Figure 3.1: Pourcentage de conducteurs testés avec un TA supérieur à 50 mg/100 ml de 1987 à 2010



Les figures 3.2 et 3.3 présentent une tendance très similaire pour les TA supérieurs à 80 mg/100 ml (Figure 3.2) et à 150 mg/100 ml (Figure 3.3). Comme les données qu'ils présentent sont un sous-ensemble des données qui ont été utilisées pour créer la figure 3.1, il n'est pas surprenant d'observer la même tendance.

Figure 3.2: Pourcentage de conducteurs testés avec un TA supérieur à 80 mg/100 ml de 1987 à 2010

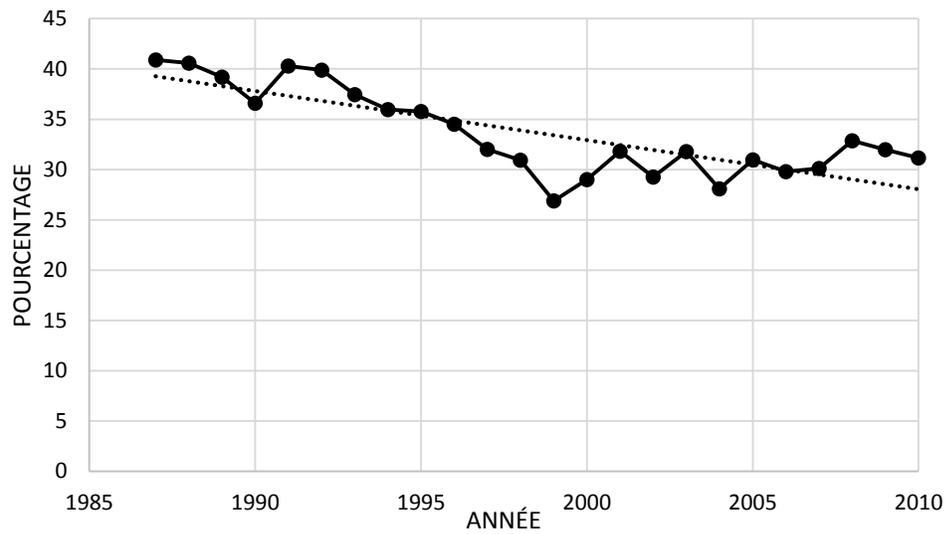
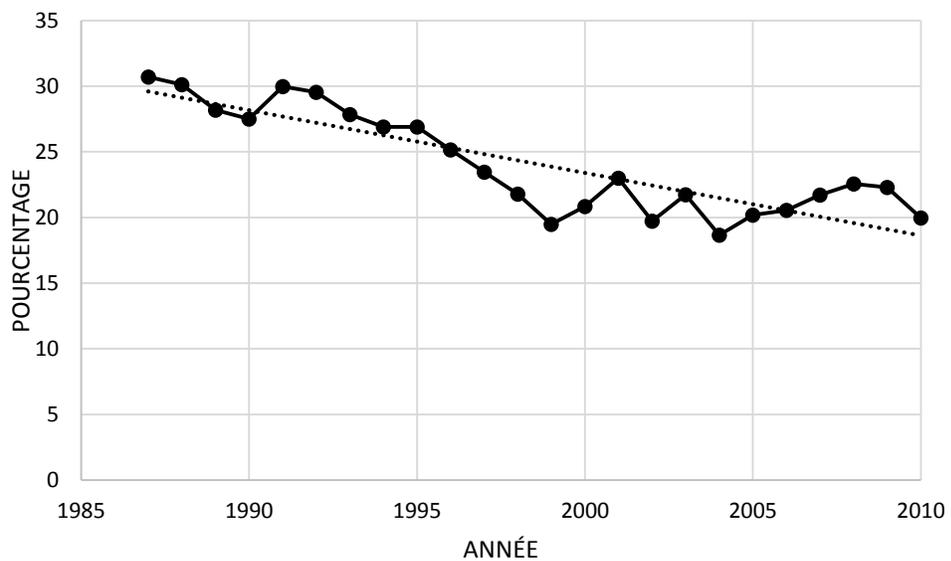
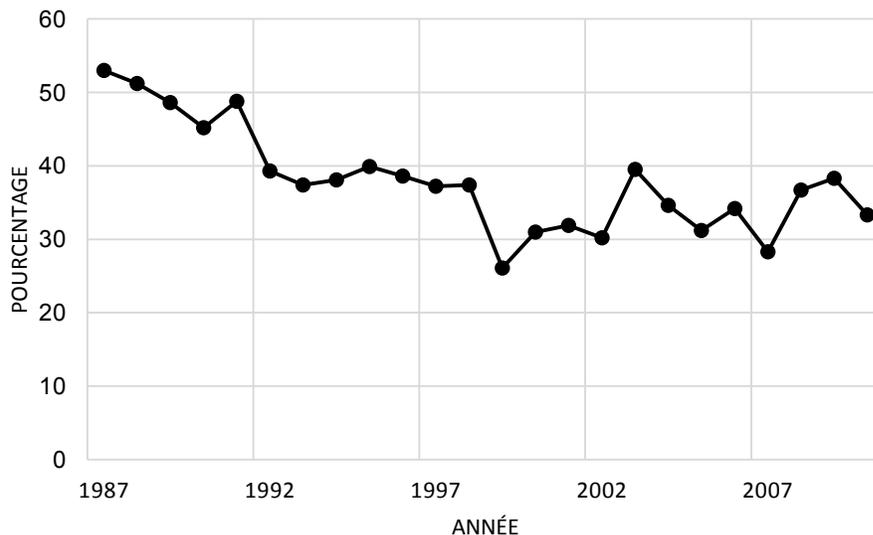


Figure 3.3: Pourcentage de conducteurs testés avec un TA supérieur à 150 mg/100 ml de 1987 à 2010



De plus, pour bien comprendre la tendance des dernières années propre à chaque province, nous avons produit un graphique pour chacune d'entre elles illustrant ladite proportion au fil des années. Notons que le nombre de conducteurs décédés testés varie d'une province à une autre. Majoritairement, la valeur se situe entre 30% et 50%, ce qui nous permet de conclure que la proportion à modéliser se trouve dans cet intervalle. Plus précisément, pour la province du Québec, la valeur enregistrée en 1987 s'élevait à 53% alors que celle constatée en 2010 était de 33%, marquant une tendance à la baisse notable, malgré l'absence de l'introduction de lois administratives. Le cas du Québec est présenté dans la figure 3.4.

Figure 3.4: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% au Québec de 1987 à 2010



Puisque la base de données permet de construire des graphiques mettant en relation le pourcentage de conducteurs testés avec un TA supérieur à 50 mg/100ml à travers le temps pour toutes les autres provinces, des graphiques construits à l'instar de celui-ci sont présentés à l'annexe A.

3.3.2 Variable indépendante d'intérêt : les lois administratives

Plusieurs variables explicatives composeront notre modèle. Compte tenu de l'objectif de cette recherche, nous souhaitons se pencher principalement sur la variable représentant les lois administratives. Notre base de données contient trois variables (loi05_1, loi05_2, loi05_3) pour identifier une loi administrative sanctionnant la conduite automobile avec un taux d'alcoolémie dans le sang supérieur à 50 mg/100 ml. Ces informations ont été traduites à l'aide de variables indicatrices et résumées dans le tableau 3.3.

Tout d'abord, la variable loi05_1 est une variable indicatrice prenant la valeur « 1 » pour l'année où la loi abaissant le taux d'alcoolémie limite à 0,05% a été introduite pour la toute première fois et les années subséquentes, et « 0 » pour les années précédant l'introduction de la loi dans la période 1987 à 2010.

Deuxièmement, la variable loi05_2 représente plutôt l'introduction d'une modification à une loi déjà en vigueur abaissant le TA à 50 mg/100 ml. Tout comme pour la variable précédente, la valeur « 1 » indique une modification ou un ajout à la législation pour l'année en question et les années subséquentes. La valeur « 0 » indique quant à elle le statut quo.

Troisièmement, la variable loi05_3 prendra la valeur « 1 » de 1987 à 2010 pour une province si une loi abaissant le TA à 50 mg/100 ml ou moins a été introduite avant 1987. Les provinces qui n'avaient pas de telle loi avant 1987 auront la valeur « 0 » pour cette variable pour l'ensemble de la période.

Tableau 3.3 : Variables en lien avec les lois administratives

Nom de la variable	Description	Modalités
LOI05_1	Introduction d'une première loi abaissant le TA à 50mg/100ml ou moins dans la période 1987-2010	1 : Oui 0 : Non
LOI05_2	Modification d'une loi existante abaissant le TA à 50mg/100ml ou moins (1987-2010)	1 : Oui 0 : Non
LOI05_3	Loi abaissant le TA à 50mg/100ml ou moins introduite avant 1987	1 : Oui 0 : Non

3.3.3 Variables de contrôle

D'autres variables pouvant elles aussi influencer le bilan routier en matière d'alcool au volant au Canada seront prises en compte à l'étape de la modélisation. Les variables de contrôle suivantes seront testées pour évaluer l'influence de leur variation sur la proportion à l'étude.

La consommation d'alcool

La consommation de boissons alcoolisées, et plus particulièrement de bière, constitue un des principaux facteurs impactant négativement le bilan des accidents de la route (Abdel-Aty & Abdelwahab, 2000).

Le tableau 3.5 indique que les valeurs moyennes de consommation de bière entre 1987 et 2010 sont semblables d'une province à l'autre : elles varient entre 75,25 litres (Saskatchewan) et 99,54 litres par habitant annuellement (Terre-Neuve). D'après la matrice de corrélation (tableau 3.6), la consommation de bière est fortement significative lorsqu'on teste la corrélation avec la variable dépendante (coefficient de corrélation de Pearson : 0,148; $p=0,024$).

Taux de chômage

Le taux de chômage, selon Statistique Canada se définit comme étant le « pourcentage de la population en chômage par rapport à la population [dite] active » (Statistique Canada, 2007). Sa relation envers le nombre d'accidents de la route reste matière à discussion. Alors que certaines études montrent que l'effet de ce taux a un effet positif sur la proportion à l'étude, d'autres études soutiennent une tendance contraire (Blais & Ouimet, 2005).

Le taux de chômage est différent d'une province à l'autre (tableau 3.5). Au Québec, 9,8% de la population active est au chômage en moyenne. Les cinq provinces à l'ouest du Québec ont quant à elles un pourcentage plus bas variant entre 6% et 9%. De leur côté, les provinces maritimes ainsi que Terre-Neuve présentent un taux de chômage largement plus élevé. De plus, cette variable est fortement corrélée (coefficient de corrélation de Pearson : 0,190; $p=0,004$) avec la variable dépendante à l'étude (tableau 3.6).

La proportion de jeunes de 16-24 ans dans la population

Le site web de la Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ) ne s'en cache pas: les jeunes conducteurs de 16 à 24 ans représentent une importante proportion du total des conducteurs impliqués dans les accidents de la route avec blessés, et ce, malgré le fait qu'ils représentent seulement 10% des titulaires de permis (Société de l'assurance automobile du Québec, 2014b).

Puisque la proportion de titulaires de permis âgés de 16 à 24 ans n'est pas facilement disponible pour toutes les provinces et toutes les années de l'étude, nous avons utilisé la proportion de jeunes de 16 à 24 ans dans la population comme variable de remplacement. La moyenne de cette variable pour les années 1987 à 2010 est similaire d'une province à l'autre; elle varie entre 12% et 14% (tableau 3.5). En ce qui a trait à leur consommation

d'alcool, des statistiques de 2011 aux États-Unis indiquent que 26% des jeunes conducteurs (15 à 20 ans) décédés cette année-là avait une concentration d'alcool qui s'élevait à 80 mg/100 ml ou plus (National Highway Traffic Safety Administration, 2011).

La corrélation de cette variable avec la proportion de conducteurs décédés avec un TA supérieur à 0,05% est forte et positive (Coefficient de corrélation de Pearson : 0,368; $p = 0,000$). Cette relation suggère qu'une hausse de la proportion de jeunes dans la population augmente de manière significative la valeur de la proportion de conducteurs décédés avec un TA supérieur à 0,05% (tableau 3.6).

Le taux d'incarcération

L'implication du taux d'incarcération varie selon les auteurs consultés. Alors qu'une étude menée en Norvège et en Suisse suggérait que l'abandon des peines d'incarcération ne nuisait pas au bilan routier (Ross & Klette, 1995), une étude québécoise démontre qu'une telle peine peut améliorer significativement le bilan routier (Blais & Ouimet, 2005). Cette dernière étude analysait des données de 1980 à 2001.

Au Canada, sur la période étudiée, le taux d'incarcération moyen varie entre 50 personnes et 170 personnes par 100 000 habitants (tableau 3.5). À ce niveau, le Québec semble bien s'en tirer avec un résultat de 62,42 personnes / 100 000 habitants. Cette valeur représente la moyenne québécoise de toutes les valeurs enregistrées de 1987 à 2010. Il est à noter que l'analyse de corrélation n'a identifié aucune relation linéaire significative avec la variable dépendante à l'étude.

Le nombre de policiers

Le nombre de policiers a une influence sur le nombre d'accidents de la route. En effet, la présence policière ainsi que « tous les types d'activités policières répressives engendrent

un effet dissuasif [...] [entraînant] une réduction des accidents associés à des conduites routières proscrites » (Blais & Dupont, 2004).

Le nombre de policiers par 100 000 habitants varie en moyenne de 150,91 policiers à 197,46 policiers, la plus petite valeur a été enregistrée à l'Île du Prince-Édouard alors que la plus élevée est associée au Québec (tableau 3.5). Selon les données, la province québécoise est donc la région du Canada où la présence policière par habitant est la plus marquée.

Tout comme c'était le cas avec la variable « taux d'incarcération », la variable « nombre de policiers » ne sort pas significative lorsque nous testons la corrélation avec la proportion de conducteurs décédés avec un TA supérieur à 0,05% (tableau 3.6).

Les variables de contrôle sont présentées dans le tableau 3.5. Les sources officielles d'où elles proviennent sont spécifiées dans le tableau 3.4.

Tableau 3.4 : Variables provenant de Statistique Canada

Variable	Description	Source
Taux de chômage	Taux de chômage	Statistics Canada. Labour force survey estimates (Table 282-0002)
Bière	Consommation de bière – Litres par habitant	Statistics Canada. Sales of alcoholic beverages by volume (Table 183-0006)
Pourcentage de jeunes	Proportion de jeunes de 16 à 24 ans dans la population	Statistics Canada. Estimates of population, by age group and sex (Table 051-0001)
Taux d'incarcération	Taux d'incarcération pour 100 000 adultes	Statistics Canada. Adult correctional services, average counts of offenders (Table 251-0005)
Policiers	Nombre de policiers pour 100 000 habitants	Statistics Canada. Number of police officers (Table 254-0001)

Tableau 3.5 : Moyennes (écarts-types) des variables de contrôle par province de 1987 à 2010

		Consommation de bière (L/hab)	Taux de chômage	Proportion de jeunes de 16-24	Taux d'incarcération ¹	Nombre de policiers ²
1	Colombie-Britannique	84,88 (7,81)	8,12 (1,86)	12,27 (0,47)	75,23 (5,71)	176,22 (9,21)
2	Alberta	90,50 (2,34)	6,34 (1,95)	13,48 (0,65)	110,61 (18,69)	164,57 (7,65)
3	Saskatchewan	75,25 (4,48)	6,09 (1,18)	13,27 (0,50)	168,74 (11,36)	195,75 (9,65)
4	Manitoba	80,85 (5,76)	6,33 (1,64)	13,02 (0,66)	131,01 (24,86)	194,90 (4,91)
5	Ontario	86,33 (10,48)	7,46 (1,70)	12,60 (0,88)	86,48 (4,12)	191,16 (6,97)
6	Québec	94,58 (3,42)	9,80 (1,76)	12,13 (0,76)	62,42 (7,20)	197,46 (7,44)
7	Nouveau-Brunswick	79,94 (3,33)	10,89 (1,64)	12,89 (1,24)	66,07 (10,00)	173,38 (4,60)
8	Nouvelle-Écosse	80,95 (4,30)	10,39 (1,89)	12,71 (1,11)	53,10 (6,90)	174,95 (11,26)
9	Île du Prince-Édouard	80,21 (3,86)	13,23 (2,20)	13,08 (0,80)	87,19 (24,01)	150,91 (8,65)
10	Terre-Neuve	99,54 (9,50)	16,72 (1,93)	13,92 (2,01)	74,70 (8,55)	155,35 (10,95)

¹· Pour 100 000 adultes

²· Pour 100 000 habitants

Tableau 3.6 : Matrice de corrélations

		PTA_05	PTA81_150	PTA151	Consommation de bière (L/hab)	Taux de chômage	Proportion de jeunes de 16-24	Taux d'incarcération ¹	Nombre de policiers ²
PTA_05	Corr. Pearson	1	0,46506	0,80186	0,14799	0,18995	0,36804	0,04378	-0,04993
	Sig. (bilatérale)		<,0001	<,0001	0,0245	0,0038	<,0001	0,5079	0,4501
PTA81_150	Corr. Pearson	0,46506	1	-0,09256	0,09119	0,07804	0,0535	-0,14172	-0,04048
	Sig. (bilatérale)	<,0001		0,1608	0,1672	0,2374	0,4184	0,0313	0,5404
PTA151	Corr. Pearson	0,80186	-0,09256	1	0,09852	0,18856	0,38643	0,14273	-0,05215
	Sig. (bilatérale)	<,0001	0,1608		0,1354	0,004	<,0001	0,0301	0,4302
Consommation de bière (L/hab)	Corr. Pearson	0,14799	0,09119	0,09852	1	0,30623	0,39463	-0,31971	-0,09875
	Sig. (bilatérale)	0,0245	0,1672	0,1354		<,0001	<,0001	<,0001	0,1271
Taux de chômage	Corr. Pearson	0,18995	0,07804	0,18856	0,30623	1	0,27946	-0,41812	-0,58266
	Sig. (bilatérale)	0,0038	0,2374	0,004	<,0001		<,0001	<,0001	<,0001
Proportion de jeunes de 16-24	Corr. Pearson	0,36804	0,0535	0,38643	0,39463	0,27946	1	0,20729	-0,2731
	Sig. (bilatérale)	<,0001	0,4184	<,0001	<,0001	<,0001		0,0012	<,0001
Taux d'incarcération ¹	Corr. Pearson	0,04378	-0,14172	0,14273	-0,31971	-0,41812	0,20729	1	0,30047
	Sig. (bilatérale)	0,5079	0,0313	0,0301	<,0001	<,0001	0,0012		<,0001
Nombre de policiers ²	Corr. Pearson	-0,04993	-0,04048	-0,05215	-0,09875	-0,58266	-0,2731	0,30047	1
	Sig. (bilatérale)	0,4501	0,5404	0,4302	0,1271	<,0001	<,0001	<,0001	

¹ · Pour 100 000 adultes

² · Pour 100 000 habitants

Chapitre 4

Méthodologie

L'analyse de données longitudinales est une technique qui combine la régression et l'analyse de séries temporelles. Largement utilisée lors de nombreux projets en sciences sociales (Frees, 2004), elle permet d'étudier plusieurs sujets selon une composante temporelle, ce qui rend ce type d'analyse différent.

Ce quatrième chapitre a pour objectif de fournir les principaux concepts de l'analyse de données longitudinales, qui est l'élément principal de notre méthodologie. Cette section aspire aussi à mettre en lumière les inférences sur lesquelles nous allons baser la construction des modèles. De ce fait, les sections suivantes offriront une présentation de la notation générale avant de présenter un cas de base pour l'analyse de données à mesures répétées. Nous proposerons par la suite des approches analytiques plus générales pour finalement présenter nos hypothèses de modélisation.

Les éléments théoriques de ce chapitre sont inspirés et adaptés du recueil de notes *Analyse de données longitudinales et de survie-Recueil deuxième partie du cours* écrit par Larocque (2012) et du livre de référence *Applied Longitudinal Analysis* de Fitzmaurice, Laird et Ware(2004)(2004)(2004) . L'exemple pour illustrer les approches basées sur l'analyse de variance pour mesures répétées est tiré du livre *Analysis of Repeated Measures* de Crowder et Hand (1990).

4.1 Les données longitudinales

Les données longitudinales font partie de la grande famille des données corrélées qui sont souvent associées au cas des données en grappes où les observations proviennent de plusieurs groupes d'individus. Nous supposons alors que les données des individus d'un même groupe sont possiblement corrélées entre elles. Aussi, les données longitudinales sont caractérisées par une corrélation entre les observations répétées au fil du temps pour un même individu.

Dans notre étude, nous sommes bel et bien en présence de données longitudinales puisque pour chacune des provinces, nous disposons d'une nouvelle mesure à chaque année de 1987 à 2010. Nous pouvons donc interpréter les 10 provinces canadiennes comme étant 10 individus. La province constitue alors la source du regroupement. Dans les sections suivantes, nous mettrons de l'avant des méthodes spécialement conçues pour analyser ce type de données.

4.2 L'analyse de variance pour données à mesures répétées

4.2.1 Introduction

L'approche classique souvent utilisée pour traiter les données à mesures répétées est celle de l'analyse de variance (ANOVA) pour données répétées où nous souhaitons tester et

évaluer un aspect sur les observations recueillies dans le temps. Dans cette section, nous présenterons le modèle de base. Deux versions du modèle seront mises de l'avant : le cas où nous modélisons les individus (provinces) comme un effet fixe et le cas où nous les modélisons à l'aide d'un effet aléatoire. La différence entre ces deux approches peut s'expliquer de la façon suivante : en utilisant un effet fixe pour les individus, nous ne sommes pas intéressés à la variabilité qui existe entre ceux-ci et nous la soustrayons donc de la variabilité totale pour nous intéresser uniquement à la variabilité intra-individus, c'est-à-dire aux différences observées en moyenne dans le temps.

D'un autre côté, nous pouvons dans certains cas nous intéresser aussi à la variabilité qui existe entre les individus dans la population. En présence d'un échantillon aléatoire d'individus, nous pouvons considérer les différences entre ceux-ci comme un effet aléatoire dans le modèle et estimer sa variance. Dans le cas simple de l'ANOVA pour données à mesures répétées, le fait de modéliser les individus en tant qu'effet fixe ou aléatoire produira les mêmes résultats pour estimer l'effet du temps. Cette affirmation sera démontrée à l'aide d'un exemple à la section 4.5.1.

4.2.2 Présentation de l'exemple

Dans le but d'illustrer les méthodes d'analyse que nous présentons tout au long de ce chapitre, nous utilisons l'exemple suivant tiré du livre *Analysis of Repeated Measures* (Crowder & Hand, 1990).

Douze patients d'un hôpital ont suivi un régime alimentaire. Leur réaction au traitement (*plasma ascorbic acid*) a été enregistrée sept fois dans le temps. Les sept mesures ont été prises aux semaines 1 et 2 avant le régime, 6, 10 et 14 pendant le régime, et 15 et 16 après le régime. Les données de l'étude sont reproduites dans le tableau suivant :

Patient	Avant		Pendant			Après	
	S1	S2	S6	S10	S14	S15	S16
1	0,22	0	1,03	0,67	0,75	0,65	0,59
2	0,18	0	0,96	0,96	0,98	1,03	0,7
3	0,73	0,37	1,18	0,76	1,07	0,8	1,1
4	0,3	0,25	0,74	1,1	1,48	0,39	0,36
5	0,54	0,42	1,33	1,32	1,3	0,74	0,56
6	0,16	0,3	1,27	1,06	1,39	0,63	0,4
7	0,3	1,09	1,17	0,9	1,17	0,75	0,88
8	0,7	1,3	1,8	1,8	1,6	1,23	0,41
9	0,31	0,54	1,24	0,56	0,77	0,28	0,4
10	1,4	1,4	1,64	1,28	1,12	0,66	0,77
11	0,6	0,8	1,02	1,28	1,16	1,01	0,67
12	0,73	0,5	1,08	1,26	1,17	0,91	0,87

Source : Exemple tiré du livre *Analysis of Repeated Measures*, exemple 3.3 p.32 (Crowder & Hand, 1990)

Cet exemple représente bien le cas simple de données à mesures répétées. En effet, dans cette mise en situation nous souhaitons tester l'effet d'un traitement administré à plusieurs patients. Ainsi, il y a 12 individus et 7 observations dans le temps pour chacun des individus. Ces sept observations sont regroupées en trois phases : deux mesures dans la phase pré traitement, trois mesures pendant le traitement et deux mesures après le traitement.

Dans ce cas, le facteur *temps* s'observe dans la structure de l'étude : à des semaines précises et définies à l'avance, les individus doivent se présenter pour faire mesurer leur réaction au traitement. Les douze sujets de l'étude restent les mêmes tout au long de l'expérience. La base de données se bâtit au fur et à mesure où le temps avance : chaque individu fournira une nouvelle mesure à chaque temps d'où le concept des données répétées.

Bien qu'une base de données contienne en général plusieurs variables explicatives, cet exemple ne requiert que la variable *temps* et la variable dépendante du modèle mesurant la réaction au traitement (*plasma ascorbic acid*).

4.2.3 Notation générale

Avant de débiter avec les techniques de modélisation, il est primordial de définir de manière claire la notation qui sera utilisée pour exposer les concepts. De manière générale nous dénotons les observations par :

$$(Y_{ij}, X_{1ij}, \dots, X_{kij}, \dots, X_{pij}), \quad i = 1, \dots, n; \quad j = 1, \dots, t; \quad k = 1 \dots p \quad (4.1)$$

i : individu, j : temps de l'observation et k : variable explicative.

Dans l'équation 4.1, X_{kij} représente la variable explicative X_k observée au temps j pour l'individu i . L'indice p correspond au nombre total de variables explicatives du modèle. Notre exemple représente le cas le plus simple et donc ne contiendra qu'une seule variable explicative, la variable *temps*. De ce fait, l'indice p sera égal à 1. Cependant, dans un modèle plus complexe comme celui qui sera utilisé pour notre étude, l'indice p sera plus élevé puisque plusieurs variables explicatives seront intégrées au modèle.

4.2.4 Le modèle avec effet aléatoire

Pour ce faire, il est nécessaire d'intégrer des effets aléatoires au niveau des individus. En utilisant un effet aléatoire pour les individus et un effet fixe pour le traitement (ou temps), nous regroupons les deux types d'effets au sein d'un même modèle pour obtenir un modèle mixte. Dans ce modèle, nous intégrons un effet aléatoire en utilisant une ordonnée à l'origine distincte à effet aléatoire pour chacun des individus. Ce modèle suppose que les différences observées d'un individu à l'autre et non causées par les effets fixes, sont dues

à un effet aléatoire. La corrélation induite entre les mesures répétées est due à un effet latent associé à chacun des individus. Le modèle d'analyse de variance à un facteur à mesures répétées avec ordonnée à l'origine à effet aléatoire se présente comme suit :

$$Y_{ij} = \mu + b_i + \tau_j + \varepsilon_{ij} \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad j = 1, 2, \dots, t \quad (4.2)$$

où

Y_{ij} : réponse associée à l'individu i au temps j

μ : moyenne générale

τ_j : effet du temps j

b_i : effet aléatoire associé à l'individu i

ε_{ij} : erreur aléatoire associée à l'observation de l'individu i au temps j .

En se référant à l'équation 4.2, le terme $\mu + b_i$ est l'ordonnée à l'origine propre à chaque individu. En fait, b_i permet de prendre en compte l'effet de variables explicatives autres que celles qui ont été insérées dans le modèle. Aussi, la valeur de b_i permet d'évaluer la réponse d'un sujet par rapport à la moyenne de la population, tandis que la valeur de ε_{ij} représente l'erreur de prédiction du modèle pour chaque observation que nous supposons indépendante de b_i .

Pour le modèle de l'équation 4.2, nous avons les hypothèses suivantes :

Hypothèses du modèle ANOVA à un facteur à mesures répétées avec effets aléatoires

$$E(b_i) = E(\varepsilon_{ij}) = 0 \quad (4.3)$$

$$Var(b_i) = \sigma_b^2 \quad (4.4)$$

$$Var(\varepsilon_{ij}) = \sigma_e^2 \quad (4.5)$$

ε_{ij} et b_i sont indépendants et de loi normale

Conséquences des hypothèses 4.3, 4.4 et 4.5 :

$$E[Y_{ij}] = \mu + \tau_j \quad (4.6)$$

$$E[Y_{ij}|b_i] = \mu + \tau_j + b_i \quad (4.7)$$

Les observations de l'individu i sont indépendantes des observations de l'individu i' , $i \neq i'$, $i, i' = 1, \dots, n$.

Ainsi, les b_i sont des variables aléatoires indépendantes de moyenne 0 et de variance σ_b^2 . Notons que les erreurs ε_{ij} sont aussi des variables aléatoires indépendantes, et indépendantes des b_i , de moyenne 0 et de variance σ_e^2 . De plus, pour la validité des tests statistiques, nous supposons que les b_i et ε_{ij} sont de loi normale. L'équation 4.6 montre que la moyenne des réponses de la population au temps j est fonction que des effets fixes présents dans le modèle. De plus, le modèle à effet aléatoire permet d'étudier la relation existant entre la moyenne conditionnelle des réponses propre à chaque individu dans l'échantillon comme le montre l'équation 4.7.

La corrélation qui existe entre les données répétées est obtenue à partir des paramètres σ_b^2 et σ_e^2 . Ainsi la corrélation entre deux observations d'un même individu est égale à $\sigma_b^2/(\sigma_b^2 + \sigma_e^2)$. La corrélation est la même entre chaque paire d'observations. L'introduction d'un effet aléatoire pour l'ordonnée à l'origine fait en sorte que la corrélation entre les données est modélisée de façon à utiliser une structure de covariances de type *équi-corrélation*. La matrice de variances-covariances pour le vecteur d'observations $Y_i = (Y_{i1}, \dots, Y_{it})'$ de l'individu i , $i=1, \dots, n$, est donc de la forme

$$\begin{bmatrix} \sigma_b^2 + \sigma_e^2 & \sigma_b^2 & \sigma_b^2 & \dots & \sigma_b^2 \\ \sigma_b^2 & \sigma_b^2 + \sigma_e^2 & \sigma_b^2 & \dots & \sigma_b^2 \\ \sigma_b^2 & \sigma_b^2 & \sigma_b^2 + \sigma_e^2 & \dots & \sigma_b^2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_b^2 & \sigma_b^2 & \sigma_b^2 & \dots & \sigma_b^2 + \sigma_e^2 \end{bmatrix}.$$

Cette structure ne s'applique pas nécessairement à tous les jeux de données longitudinales. Par exemple, la contrainte imposant une équi-corrélation ne pourrait permettre de bien

modéliser des cas où la corrélation diminue lorsque les réponses sont de plus en plus espacées dans le temps.

4.2.5 Le modèle avec effet fixe

Comme nous venons de le voir, le modèle de l'ANOVA pour données répétées suppose normalement un effet fixe pour le traitement (ou temps) et un effet aléatoire pour l'effet des individus. Cependant, modéliser une situation de cette façon prend en compte le fait que les individus sont un échantillon aléatoire de la population à l'étude.

Dans certains cas, il se peut que cette situation ne corresponde pas à ce que nous souhaitons modéliser. En effet, il peut être préférable de modéliser les individus comme un effet fixe. Théoriquement, ce modèle est très semblable à celui que nous avons présenté dans la section précédente, la différence se situant au niveau des paramètres représentant les individus que nous considérons maintenant comme étant fixes:

$$Y_{ij} = \mu + \beta_i + \tau_j + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad j = 1, 2, \dots, t \quad (4.8)$$

où

- Y_{ij} : réponse associée à l'individu i au temps j
- μ : moyenne générale
- τ_j : effet du temps j
- β_i : effet fixe associé à l'individu i
- ε_{ij} : erreur aléatoire associée à l'observation de l'individu i au temps j .

Les hypothèses du modèle diffèrent un peu de celles présentées pour le modèle à effet aléatoire. Les hypothèses sous-jacentes au modèle de l'ANOVA pour données répétées avec effet fixe sont les suivantes :

Hypothèses du modèle ANOVA à un facteur à mesures répétées avec effets fixes

$$E(\varepsilon_{ij}) = 0 \quad (4.9)$$

$$Var(\varepsilon_{ij}) = \sigma_e^2 \text{ et } Cov(\varepsilon_{ij}, \varepsilon_{ij'}) = \sigma_{jj'} \quad (4.10)$$

$$E[Y_{ij}] = \mu + \beta_i + \tau_j \quad (4.11)$$

Les observations de l'individu i sont indépendantes des observations de l'individu i' , $i \neq i'$, $i, i' = 1, \dots, n$.

Les ε_{ij} suivent une loi normale.

Pour que les inférences statistiques sur l'effet du temps soient valides, il importe que la structure de la matrice de variances-covariances de l'équation 4.10 pour le vecteur d'observations $Y_i = (Y_{i1}, \dots, Y_{it})'$, $i=1, \dots, n$, soit de type Huynh-Feldt, c'est-à-dire qui soit de la forme suivante :

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \frac{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}{2 - \lambda} & \frac{\sigma_1^2 + \sigma_3^2}{2 - \lambda} & \dots & \frac{\sigma_1^2 + \sigma_n^2}{2 - \lambda} \\ \frac{\sigma_2^2 + \sigma_1^2}{2 - \lambda} & \sigma_2^2 & \frac{\sigma_2^2 + \sigma_3^2}{2 - \lambda} & \dots & \frac{\sigma_2^2 + \sigma_n^2}{2 - \lambda} \\ \frac{\sigma_3^2 + \sigma_1^2}{2 - \lambda} & \frac{\sigma_3^2 + \sigma_2^2}{2 - \lambda} & \sigma_3^2 & \dots & \frac{\sigma_3^2 + \sigma_n^2}{2 - \lambda} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\sigma_n^2 + \sigma_1^2}{2 - \lambda} & \frac{\sigma_n^2 + \sigma_2^2}{2 - \lambda} & \frac{\sigma_n^2 + \sigma_3^2}{2 - \lambda} & \dots & \sigma_n^2 \end{bmatrix}.$$

Avec la structure de la matrice de variances-covariances de Huynh-Feldt, les variances des différences entre chaque paire d'observations pour un même individu sont égales. Lorsque cette condition sur la structure des variances et covariances n'est pas remplie, nous pouvons utiliser un test approximatif plus robuste ou se tourner vers une méthode alternative plus flexible qui est de modéliser aussi la structure de la matrice de variances-covariances. Cette méthode est présentée à la section suivante.

4.3 Modéliser la structure de la matrice de variances-covariances

Comme il a été mentionné précédemment, les données longitudinales se caractérisent par une corrélation positive entre les réponses provenant d'un même individu. Cette corrélation se doit d'être modélisée correctement si l'on souhaite obtenir un modèle qui présente de bonnes inférences statistiques ainsi que de bonnes estimations de ses paramètres. De ce fait, deux éléments doivent être modélisés : la moyenne des réponses au cours de la période d'observation et les covariances entre les mesures répétées d'un même sujet. En pratique, les paramètres du modèle sont estimés en utilisant en alternance différentes structures de covariances et en retenant au final celle qui présente la meilleure adéquation avec les données.

Il existe en théorie plusieurs structures de covariances et chacune d'entre elles modélise une structure de corrélation différente. Pour notre recherche de la meilleure structure, nous concentrerons nos efforts sur les quatre structures les plus régulièrement utilisées en pratique qui sont décrites ci-après.

La structure « équi-corrélation » : cette structure suppose que la corrélation entre deux observations est toujours la même peu importe le temps écoulé entre deux observations. C'est la corrélation sous-jacente au modèle classique de l'ANOVA pour données répétées avec effet aléatoire pour les individus. La matrice de covariances a la forme suivante :

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma^2 + \sigma_1 & \sigma_1 & \sigma_1 & \dots & \sigma_1 \\ \sigma_1 & \sigma^2 + \sigma_1 & \sigma_1 & \dots & \sigma_1 \\ \sigma_1 & \sigma_1 & \sigma^2 + \sigma_1 & \dots & \sigma_1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_1 & \sigma_1 & \sigma_1 & \dots & \sigma^2 + \sigma_1 \end{bmatrix}.$$

La structure « variance component » : cette structure est celle sélectionnée par défaut dans le logiciel SAS. Elle suppose que la corrélation est nulle entre toutes les observations. Cette structure permet aussi de considérer des variances différentes pour différents groupes d'observations. Par défaut la variance est la même pour toutes les observations.

La structure « AR(1) » : la structure autorégressive d'ordre 1 considère le temps écoulé entre deux mesures; plus la distance entre deux observations est grande plus la corrélation diminue. La matrice de covariances est définie comme suit :

$$\Sigma = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{t-1} \\ \rho & 1 & \rho & \dots & \rho^{t-2} \\ \rho^2 & \rho & 1 & \dots & \rho^{t-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho^{t-1} & \rho^{t-2} & \rho^{t-3} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

La structure « UN » pour « unstructure » (sans structure) : cette structure est la moins restrictive car tous les paramètres de la matrice sont différents. Chaque variance et chaque covariance est définie par un paramètre unique. Cette structure n'impose aucune condition à la matrice de covariances qui a donc la forme suivante :

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \dots & \sigma_{1t} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 & \sigma_{23} & \dots & \sigma_{2t} \\ \sigma_{13} & \sigma_{23} & \sigma_3^2 & \dots & \sigma_{3t} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{1t} & \sigma_{2t} & \sigma_{3t} & \dots & \sigma_t^2 \end{bmatrix}$$

En raison du grand nombre de paramètres différents à estimer, en pratique il n'est pas toujours possible d'utiliser une matrice de covariances sans structure si le nombre de données disponibles n'est pas suffisant.

4.4 Méthodes statistiques

4.4.1 Méthodes d'estimation des paramètres

Puisque l'estimation des paramètres est à la base des modèles que nous utiliserons, il importe de présenter brièvement les deux principales méthodes disponibles pour calculer les paramètres de ces derniers: la méthode du maximum de vraisemblance ou maximum likelihood (ML) et la méthode du maximum de vraisemblance restreint ou *restricted/residual maximum likelihood* (REML).

Premièrement, la méthode du maximum de vraisemblance (ML) fournit une estimation des paramètres du modèle selon la valeur qui semble la plus probable en tenant compte des données observées. Selon cette technique, nous cherchons à maximiser la fonction de vraisemblance du modèle. Cette fonction est construite à partir de probabilités conditionnelles décrivant les valeurs des variables réponses en fonction des observations de l'échantillon. Ainsi, les valeurs des paramètres sont celles qui expliquent le mieux les résultats. La méthode ML n'est pas la méthode à privilégier dans tous les cas. En effet, elle produit des estimateurs biaisés pour les paramètres de la structure de la matrice de variances-covariances et les biais sont plus importants pour de petits échantillons.

Pour remédier aux biais d'estimation rencontrés avec la méthode du maximum de vraisemblance, une version adaptée de cette dernière a été développée. Il s'agit de la méthode du maximum de vraisemblance restreint. Cette méthode est celle qui est utilisée par défaut par le logiciel SAS dans la procédure MIXED. La méthode REML fait intervenir un estimateur qui corrige les biais des variances. Il est à noter que lorsque la

taille de l'échantillon utilisé est grande, le biais de la méthode ML tend à s'estomper. Ainsi, dans cette situation, les résultats des estimations des deux méthodes sont comparables.

Pour les analyses de ce mémoire, nous utiliserons la méthode REML qui est la méthode utilisée par défaut dans la procédure PROC MIXED de SAS.

4.4.2 Sélection de modèles

4.4.2.1 Comparaison de modèles

Dans le but de comparer différents modèles, comme par exemple les modèles avec différentes structures de matrice de variances-covariances pour choisir celle qui convient le mieux aux données, nous utiliserons le critère d'information d'Akaike, plus connu sous l'abréviation AIC (Akaike Information Criterion). Il aurait aussi été possible de baser notre choix sur le critère d'information bayésien (BIC), toutefois plus restrictif en raison de la pénalité qu'il applique aux modèles. Ces deux critères se basent sur la méthode du maximum de vraisemblance.

En effet, le AIC et le BIC prennent en compte dans leur calcul la vraisemblance. Sachant que L renvoie à la vraisemblance du modèle estimé, N le nombre d'observations dans l'échantillon et k le nombre de paramètres du modèle, ces critères se définissent ainsi (Aragon, 2011):

$$AIC = -2 \ln(L) + 2k \quad (4.12)$$

$$BIC = -2 \ln(L) + \ln(N) k \quad (4.13)$$

Le critère d'information d'Akaike est un indicateur simple et son résultat est facile d'interprétation : le modèle à privilégier est celui dont le AIC est le plus petit. En effet,

la valeur du AIC témoigne de la perte d'information engendrée par le modèle; nous chercherons logiquement à minimiser cette quantité (Posada & Buckley, 2004). Cette valeur peut aisément être générée à l'aide de la plupart des logiciels statistiques, tels que SAS ou encore SPSS.

4.4.2.2 Analyse des résidus

L'analyse des résidus constitue elle aussi un bon outil pour rejeter un modèle inadéquat ou pour identifier des observations extrêmes ou aberrantes. Les résidus sont en fait des estimations des termes d'erreurs ε_{ij} . Sous la forme vectorielle, nous pouvons traduire le terme d'erreur associé à chacune des observations de l'individu i comme suit :

$$\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{it})' \quad i = 1, \dots, n. \quad (4.14)$$

De plus, l'ensemble des observations pour les variables dépendantes et indépendantes peuvent aussi s'exprimer à l'aide de vecteurs ou de matrices. Par exemple, pour chacun des individus participant au régime, nous avons les vecteurs représentant les variables réponses et les variables explicatives aux équations 4.15 et 4.16 avec n le nombre total de sujets et t le nombre total de mesures. Mentionnons que dans notre étude, nous ajusterons ces vecteurs avec $n=10$ correspondant aux 10 provinces et $t=24$ pour les 24 années de 1987 à 2010, à l'exception des provinces de la Saskatchewan, du Manitoba et de l'IPE, pour lesquelles n variera différemment en raison des données manquantes.

$$Y_i = (Y_{i1}, \dots, Y_{it})' \quad i = 1, \dots, n. \quad (4.15)$$

$$X_i = (X_{i1}, \dots, X_{it})' \quad i = 1, \dots, n. \quad (4.16)$$

Dans le cas général, en supposant une matrice de variances-covariances Σ_i pour ε_i avec r_i le vecteur des résidus, Y_i le vecteur des observations de la variable dépendante et X_i la matrice des p variables explicatives de dimension $t \cdot p$, tous associés à l'individu i , et $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)'$ le vecteur des paramètres associés aux p variables explicatives, les résidus s'obtiennent de cette manière:

$$r_i = Y_i - X_i \hat{\beta}. \quad (4.17)$$

Notons que dans le cas du modèle de l'équation 4.8 de l'exemple présenté, les résidus propres au modèle avec effet fixe sont présentés à l'équation 4.18 :

$$r_{ij} = Y_{ij} - (\hat{\mu} + \hat{\beta}_i + \hat{\tau}_j). \quad (4.18)$$

Il est important de noter qu'un modèle pour données longitudinales incorporant des effets aléatoires donne lieu à deux types de résidus : ceux qui s'appliquent au niveau de la population complète et les autres qui sont applicables aux individus dans l'échantillon. Ces derniers qui traduisent la présence d'un effet aléatoire se définissent comme suit avec Z_i la matrice des variables explicatives ayant un effet aléatoire et b_i le vecteur des effets aléatoires associés à Z_i :

$$d_i = Y_i - X_i \hat{\beta} - Z_i \hat{b}_i. \quad (4.19)$$

Plus particulièrement, pour notre exemple, les résidus pour le modèle avec effet aléatoire de l'équation 4.2 se définissent ainsi :

$$r_{ij} = Y_{ij} - (\hat{\mu} + \hat{b}_i + \hat{\tau}_j). \quad (4.20)$$

Lors de l'étape de l'analyse des résidus, nous cherchons à s'assurer que le modèle capture le plus possible la relation qui lie chacune des variables explicatives à la variable dépendante. De ce fait, les résidus devraient se répartir aléatoirement autour de 0. Dans notre étude, nous évaluerons à l'aide de graphiques de différents types et d'analyses, la relation qui existe entre la probabilité de conducteurs décédés avec un TA supérieur à 50 mg/100 ml et les variables explicatives qui auront été sélectionnées par le modèle.

Il est à noter que l'analyse des résidus ne sera pas appliquée aux données de l'exemple. Cet outil sera toutefois très utile lors de la sélection du modèle final pour ce mémoire. Une analyse des résidus sera présentée au chapitre 5.

4.5 Présentation des résultats de l'exemple

Suite à la présentation de la théorie relative à l'analyse de données à mesures répétées et aux méthodes statistiques nécessaires à la compréhension des modèles, nous mettrons en application les concepts introduits dans les sections précédentes en utilisant les données de l'exemple proposé à la section 4.2.2.

Avant toutes choses, dans le but de bien comprendre la base de données sur laquelle nous exécuterons nos analyses, le tableau 4.1 renferme les moyennes, les écarts-types, les minima et les maxima des individus qui ont participé à l'expérience pour chacun des sept temps de mesures.

Tableau 4.1 : Statistiques descriptives de l'exemple

Phase	Temps	N	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Avant	S1	12	0,51	0,35	0,16	1,40
	S2	12	0,58	0,47	0,00	1,40
Pendant	S6	12	1,21	0,29	0,74	1,80
	S10	12	1,08	0,34	0,56	1,80
	S14	12	1,16	0,26	0,75	1,60
Après	S15	12	0,76	0,27	0,28	1,23
	S16	12	0,64	0,23	0,36	1,10

En consultant les moyennes associées à chaque phase, nous pouvons constater que les valeurs de la variable dépendante sont plus élevées pendant les semaines du traitement (S6, S10, S14) comparativement aux moyennes avant (S1, S2) et après (S15, S16) le traitement. Rappelons que la variable dépendante de notre modèle mesure la réaction (*plasma ascorbic acid*) de chacun des douze patients et ce, à sept moments différents (S1, S2, S6, S10, S14, S15, S16). De ce fait, nous pouvons conclure que la réaction moyenne des patients a été plus marquée pendant les semaines où le traitement leur a été administré.

4.5.1 L'analyse de variance pour données à mesures répétées

Dans cette section, nous analyserons les données de l'exemple selon l'analyse de variance pour mesures répétées classique. Nous poursuivrons en présentant les résultats obtenus lorsque l'individu est modélisé en tant qu'effet aléatoire et ensuite en tant qu'effet fixe.

Puisque l'objectif principal des analyses consiste à comparer l'effet des différentes phases de l'expérience (avant, pendant, après), une analyse fine à l'aide de contrastes entre les différents temps de mesures permettra d'évaluer plus précisément l'effet du traitement.

4.5.1.1 Le modèle d'analyse de variance classique pour données à mesures répétées

Le cas classique le plus simple d'analyse de variance pour données à mesures répétées réfère à la situation où le modèle ne fait intervenir qu'une seule variable indépendante, le temps. Notre exemple s'inscrit dans cette catégorie puisque nous mesurons la réaction des patients plusieurs fois au fil du temps sous différentes conditions (avant, pendant et après traitement).

La figure 4.1 présente la structure du fichier de données et le code SAS que nous avons utilisé pour obtenir les résultats de ce modèle.

Figure 4.1 : Structure du fichier pour les modèles d'ANOVA à mesures répétées avec PROC GLM

	Patient	S1	S2	S6	S10	S14	S15	S16
1	1	0,22	0,00	1,03	0,67	0,75	0,65	0,59
2	2	0,18	0,00	0,96	0,96	0,98	1,03	0,7
3	3	0,73	0,37	1,18	0,76	1,07	0,80	1,10
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
12	12	0,73	0,5	1,08	1,26	1,17	0,91	0,87

```
/*ANOVA classique*/  
proc glm data=exemple;  
model s1 s2 s6 s10 s14 s15 s16 = /nouni;  
repeated temps 7 / nom ;  
run;  
quit;
```

En procédant ainsi, nous avons obtenu la valeur F pour la variable *temps* qui est de 15,24 et le seuil expérimental $p < 0,0001$, ce qui indique une différence statistiquement significative entre les moyennes observées dans le temps (voir sortie 4.1).

Sortie 4.1 : Procédure GLM - ANOVA pour mesures répétées

Univariate Tests of Hypotheses for Within Subject Effects

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F	Adj Pr > F	G - G	H - F
temps	6	6.16454762	1.02742460	15.24	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
Error(temps)	66	4.44910952	0.06741075					

Greenhouse-Geisser Epsilon 0.5929

Huynh-Feldt Epsilon 0.9111

Les estimations des epsilons de Greenhouse-Geisser et de Huynh-Feldt de la sortie 4.1 permettent de vérifier si la structure de covariances des données de l'exemple a la structure de Huynh-Feldt pour que le test F soit valide. Ces valeurs sont théoriquement comprises entre $1/t$ et 1; plus les valeurs des epsilons se rapprochent de 1, plus la structure de la matrice de covariances peut être comparée à celle de Huynh-Feldt. Dans les cas où les valeurs des epsilons sont significativement inférieures à 1, il est préférable d'utiliser les seuils expérimentaux ajustés (c'est-à-dire approximatifs) de Greenhouse-Geisser ou de Huynh-Feldt pour tester l'hypothèse d'égalité des moyennes. Dans l'exemple, ces seuils sont également très significatifs ($p < 0,0001$).

Selon les résultats de l'analyse, il existe donc une différence significative entre les moyennes observées au cours des semaines S1, S2, S6, S10, S14, S15 et S16. Ainsi, des comparaisons multiples seront appliquées pour approfondir l'analyse. Nous comparerons entre elles les moyennes des semaines pendant le traitement avec celles des semaines précédant et suivant le traitement.

Voici le code SAS qui a été utilisé pour comparer dans un premier temps les valeurs enregistrées en cours de traitement (S6, S10, S14):

```

proc glm data=exemple;
model s6 s10 s14 = /noui;
repeated temps 3 / nom ;
run;

```

**Sortie 4.2 : Procédure GLM - ANOVA pour mesures répétées
(s6,s10,s14)**

Univariate Tests of Hypotheses for Within Subject Effects

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F	G - G	H - F
temps	2	0.09861667	0.04930833	1.19	0.3216	0.3163	0.3200
Error(temps)	22	0.90778333	0.04126288				

Greenhouse-Geisser Epsilon 0.8109
 Huynh-Feldt Epsilon 0.9310

En parcourant la sortie 4.2, nous pouvons conclure qu'il n'existe aucune différence significative entre les réactions mesurées des patients pendant les semaines de traitement ($p=0,3216$). De plus, les valeurs des epsilons de Greenhouse-Geisser et de Huynh-Feldt permettent de croire que la structure de covariances entre les données prises pendant le traitement se rapproche de la structure de Huynh-Feldt.

Une analyse semblable a été effectuée pour comparer les moyennes des périodes précédant et suivant le traitement. Les semaines qui ont été analysées dans ce cas sont les semaines faisant partie de la phase 1 (S1, S2) et celles qui composent la phase 3 (S15, S16). Logiquement, le code SAS est très semblable à celui que nous avons utilisé plus tôt :

```

proc glm data=exemple;
model s1 s2 s15 s16 = /noui;
repeated temps 4 / nom ;
run;

```

**Sortie 4.3 : Procédure GLM - ANOVA pour mesures répétées
(s1,s2,s15,s16)**

Univariate Tests of Hypotheses for Within Subject Effects

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F	Adj Pr > F	G - G	H - F
temps	3	0.38242292	0.12747431	1.60	0.2076	0.2224	0.2140	
Error(temps)	33	2.62615208	0.07958037					

Greenhouse-Geisser Epsilon 0.7044
Huynh-Feldt Epsilon 0.8761

Les résultats de la sortie 4.3 permettent de conclure qu'il n'y a aucune différence statistiquement significative entre les moyennes des semaines des phases précédant et suivant le traitement ($p=0,2076$).

Compte tenu du contexte de l'étude où l'on teste l'efficacité d'un traitement, la comparaison d'intérêt est celle qui examine les résultats avant le traitement (phase 1) et après le traitement (phase 3) à ceux obtenus pendant le traitement (phase 2). Pour être en mesure d'effectuer cette comparaison, nous avons créé de nouvelles variables utiles pour cette analyse fine des données. En effet, dans l'éventualité où le test sur les moyennes révèle une différence significative, des comparaisons multiples à partir de contrastes sont nécessaires pour préciser les résultats des analyses. Le code SAS utilisé pour obtenir les trois différents contrastes *trait_pre*, *trait_post* et *post_pre* est le suivant :

```
/*Création des contrastes*/  
data exemple1;  
set exemple;  
trait_pre=((S6+S10+S14)/3) - ((s1 + s2)/2);  
trait_post=((S6+S10+S14)/3) - ((s15 + s16)/2);  
post_pre= ((s15 + s16)/2) - ((s1 + s2)/2);  
run;
```

À l'aide de ce code, nous avons calculé les moyennes pour les phases avant (pre), pendant (trait) et après (post) le traitement pour chaque observation. Par la suite, nous avons créé trois contrastes. Le contraste *trait_pre* calcule la différence entre la moyenne de la phase du traitement et celle avant le traitement, alors que le contraste *trait_post* calcule la différence entre la moyenne de la phase du traitement et la phase 3 (après). La variable *post_pre* représente quant à elle la moyenne des différences entre les mesures prises après et avant le traitement. Étant donné les résultats de la sortie 4.3 on s'attend à ce que ce dernier contraste soit statistiquement non significatif.

Les analyses descriptives pour ces nouvelles variables et les résultats du test t vérifiant si ces contrastes sont égaux ou différents de zéro sont répertoriées dans la sortie 4.4.

Sortie 4.4 : Procédure MEANS

Variable	N	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum	t Value	Pr > t	Lower 95% CL for Mean	Upper 95% CL for Mean
trait_pre	12	0.6016	0.2907	-0.0533	1.0100	7.17	<.0001	0.41693	0.78640
trait_post	12	0.4495	0.2826	0.0533	0.9133	5.51	0.0002	0.27000	0.62915
post_pre	12	0.1520	0.3670	-0.6850	0.7750	1.44	0.1790	-0.08111	0.38527

En consultant cette sortie, nous constatons que le contraste *trait_pre* est celui qui a obtenu la valeur moyenne la plus élevée. Nous pouvons donc conclure qu'en moyenne les valeurs enregistrées pendant la période du traitement sont plus élevées de 0,60 par rapport aux valeurs de la phase prétraitement. Cette différence est statistiquement différente de zéro ($p < 0,0001$; I.C. au niveau 95% : 0,42 à 0,79). Ainsi, nous montrons que le traitement a un effet plus élevé au moment de son administration. Pour le contraste *trait-post*, nous pouvons conclure qu'en moyenne les valeurs enregistrées pendant la période du traitement sont plus élevées de 0,44 par rapport aux valeurs de la phase post traitement. Finalement, la différence la moins élevée s'observe lorsque nous comparons les moyennes des valeurs enregistrées après versus avant le traitement. Cette valeur est de 0,15.

4.5.1.2 Le modèle avec un effet aléatoire pour les patients

Une autre façon de modéliser les données de l'exemple consiste à incorporer un effet aléatoire pour les patients. Il est possible de modéliser de cette façon en utilisant la procédure MIXED ou encore la procédure GLM de SAS. Les sorties des deux procédures et les codes utilisés pour les générer seront présentés pour fins de comparaison. Bien que très semblables, certaines caractéristiques rendent la procédure PROC MIXED plus flexible que la procédure GLM. Nous exposerons ces caractéristiques au cours de cette section.

Tout d'abord, une des différences se situe au niveau de la structure du fichier de données. Pour être en mesure d'utiliser la procédure PROC MIXED de SAS, il est nécessaire que chacune des mesures répétées apparaissent sur des lignes différentes. Comme la réaction de chaque patient a été mesurée à sept reprises, chacun des individus aura sept lignes dans le fichier. En consultant la figure 4.2, nous pouvons remarquer que les données sont les mêmes que celles présentées à la figure 4.1. Il n'y a que la structure du fichier qui diffère.

Figure 4.2 : Structure du fichier pour les modèles avec PROC MIXED

	Patient	NAME OF FORMER VARIABLE	Reaction	Temps
1	1	S1	0,22	1
2	1	S2	0,00	2
3	1	S6	1,03	6
4	1	S10	0,67	10
5	1	S14	0,75	14
6	1	S15	0,65	15
7	1	S16	0,59	16
8	2	S1	0,18	1

	Patient	NAME OF FORMER VARIABLE	Reaction	Temps
9	2	S2	0,00	2
10	2	S6	0,96	6
:	:	:	:	:
78	12	S1	0,73	1
79	12	S2	0,50	2
80	12	S6	1,08	6
81	12	S10	1,26	10
82	12	S14	1,17	14
83	12	S15	0,91	15
84	12	S16	0,87	16

Le code exécuté pour obtenir les résultats du modèle avec la procédure PROC MIXED pour les patients comme effet aléatoire est le suivant :

```

/*Effet aléatoire pour les patients avec PROC MIXED*/
proc mixed data=ex;
class patient temps;
model reaction= temps /solution;
random intercept / subject=patient;
estimate "post_pre" temps -.5 -.5 0 0 0 .5 .5;
estimate "trait_pre" temps -3 -3 2 2 2 0 0 / divisor = 6;
estimate "trait_post" temps 0 0 2 2 2 -3 -3 / divisor = 6;
run;

```

La commande qui permet d'intégrer les effets aléatoires au modèle est celle qui débute la quatrième ligne du code. La commande « *random* » utilisée spécifie un effet aléatoire pour l'ordonnée à l'origine pour chaque patient. Les résultats produits par ce code sont présentés à la sortie 4.5.

Sortie 4.5 : Résultats partiels de PROC MIXED avec effet aléatoire pour les patients

Covariance	Parameter	Estimates
Cov Parm	Subject	Estimate
Intercept	Patient	0.03819
Residual		0.06741

Fit Statistics

AIC (smaller is better) 49.9

BIC (smaller is better) 50.8

Solution for Fixed Effects

Effect	temps	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept		0.6425	0.09381	11	6.85	<.0001
temps	1	-0.1283	0.1060	66	-1.21	0.2303
temps	2	-0.06167	0.1060	66	-0.58	0.5627
temps	6	0.5625	0.1060	66	5.31	<.0001
temps	10	0.4367	0.1060	66	4.12	0.0001
temps	14	0.5208	0.1060	66	4.91	<.0001
temps	15	0.1142	0.1060	66	1.08	0.2854
temps	16	0

Type 3 Tests of Fixed Effects

Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
temps	6	66	15.24	<.0001

Estimates

Label	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper
post_pre	0.1521	0.07495	66	2.03	0.0465	0.05	0.002440	0.3017
trait_pre	0.6017	0.06842	66	8.79	<.0001	0.05	0.4651	0.7383
trait_post	0.4496	0.06842	66	6.57	<.0001	0.05	0.3130	0.5862

Comme mentionné précédemment, ce modèle peut aussi être créé en utilisant la procédure GLM. Le code utilisé pour générer les résultats avec GLM est le suivant :

```

/*Effet aléatoire pour les patients avec PROC GLM*/
proc glm data=ex;
class patient temps;
model reaction= patient temps/clparm;
random patient /test;
estimate "post_pre" temps -.5 -.5 0 0 0 .5 .5;
estimate "trait_pre" temps -3 -3 2 2 2 0 0 / divisor = 6;
estimate "trait_post" temps 0 0 2 2 2 -3 -3 / divisor = 6;
run;

```

En comparant ce modèle avec celui utilisé précédemment avec la procédure PROC MIXED, nous remarquons que l'effet aléatoire est aussi intégré à l'aide de la commande « *random* ».

Sortie 4.6 : Résultats partiels de PROC GLM avec effet aléatoire pour les patients

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	17	9.84657143	0.57921008	8.59	<.0001
Error	66	4.44910952	0.06741075		
Corrected Total	83	14.29568095			

Tests of Hypotheses for Mixed Model Analysis of Variance

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
Patient	11	3.682024	0.334729	4.97	<.0001
temps	6	6.164548	1.027425	15.24	<.0001
Error: MS(Error)	66	4.449110	0.067411		

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	95% Confidence Limits
post_pre	0.15208333	0.07495040	2.03	0.0465	0.00244003 0.30172664
trait_pre	0.60166667	0.06842004	8.79	<.0001	0.46506165 0.73827169
trait_post	0.44958333	0.06842004	6.57	<.0001	0.31297831 0.58618835

En consultant les sorties 4.5 et 4.6, nous pouvons noter que les résultats qu'elles présentent sont les mêmes. De plus, en comparant ces deux sorties à celle obtenue avec l'analyse de variance pour données répétées classique (sortie 4.1), nous pouvons constater que la valeur F du test de Fisher et la valeur p attribuées à la variable *temps* sont exactement les mêmes (F Value=15,24 ; p<0,0001). De plus, pour ce qui est des comparaisons *post_pre*, *trait_pre* et *trait_post*, les estimés obtenus en modélisant à l'aide d'un effet aléatoire sont aussi les mêmes que ceux qui avaient été calculés pour l'ANOVA classique (post_pre =0,1521, trait_pre =0,6017, trait_post =0,4496). Cependant, les valeurs des tests t trouvées pour la modélisation avec effet aléatoire (post_pre : t=2,03, trait_pre : t=8,79, trait_post : t=6,57) sont différents de ceux que nous avons trouvés

avec l'ANOVA classique (post_pre : t=1,449, trait_pre : t=7,17, trait_post : t=5,51). Il est à noter que les écarts-types, les seuils expérimentaux ainsi que les intervalles de confiance diffèrent aussi en raison des observations sélectionnées pour calculer ces paramètres. En effet, alors que le modèle à effet aléatoire utilise l'ensemble des données pour calculer ces paramètres, les calculs dans le cadre de l'ANOVA classique à mesures répétées ne se basent que sur les observations nécessaires au contraste. De ce fait, certaines données ne seront pas utilisées puisqu'elles n'interviennent pas dans le contraste.

4.5.1.3 Le modèle avec effet fixe pour les patients

Les résultats du modèle avec un effet fixe pour les patients peuvent aussi être obtenus avec les procédures MIXED et GLM de SAS. Voici le code SAS pour la procédure MIXED :

```
/*Effet fixe pour les patients avec PROC MIXED*/
proc mixed data=ex;
class patient temps;
model reaction= patient temps /solution;
repeated / subject=patient type=cs;
estimate "post_pre" temps -.5 -.5 0 0 0 .5 .5;
estimate "trait_pre" temps -3 -3 2 2 2 0 0 / divisor = 6;
estimate "trait_post" temps 0 0 2 2 2 -3 -3 / divisor = 6;
run;
```

Ce code est très semblable à celui utilisé pour obtenir le modèle à effet aléatoire. En effet, comme dans le cas précédent, les variables *patient* et *temps* ont été spécifiées dans la commande « *class* » pour s'assurer qu'elles soient traitées en tant que variables catégorielles. Alors que le code avec effet aléatoire utilisait la commande « *random* » pour intégrer l'effet aléatoire, le modèle avec effet fixe utilise la commande « *repeated* » et l'option « *type* » pour spécifier la structure de covariances. Les résultats de la procédure PROC MIXED du modèle avec effet fixe pour les patients sont présentés à la sortie 4.7.

Sortie 4.7 : Résultats partiels de PROC MIXED avec effet fixe

pour les patients

Covariance Parameter Estimates

Cov Parm	Subject	Estimate
CS	Patient	0
Residual		0.06741

Fit Statistics

AIC (smaller is better)	49.6
BIC (smaller is better)	50.6

Type 3 Tests of Fixed Effects

Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Patient	11	0	4.97	.
temps	6	66	15.24	<.0001

Estimates

Label	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper
post_pre	0.1521	0.07495	66	2.03	0.0465	0.05	0.002440	0.3017
trait_pre	0.6017	0.06842	66	8.79	<.0001	0.05	0.4651	0.7383
trait_post	0.4496	0.06842	66	6.57	<.0001	0.05	0.3130	0.5862

Les résultats du même modèle, cette fois avec PROC GLM sont présentés à la sortie 4.8.

Ils ont été obtenus avec ces lignes de code :

```
/*Effet fixe pour les patients avec PROC GLM*/  
proc glm data=ex;  
class patient temps;  
model reaction= patient temps / clparm solution ss3;  
estimate "post_pre" temps -.5 -.5 0 0 0 .5 .5;  
estimate "trait_pre" temps -3 -3 2 2 2 0 0 / divisor = 6;  
estimate "trait_post" temps 0 0 2 2 2 -3 -3 / divisor = 6;  
run;
```

Comparativement à la procédure PROC MIXED, il importe de noter l'absence de la commande « *repeated* » avec PROC GLM, et surtout l'option « *type* » utilisée pour spécifier la structure de covariances. Cette possibilité qu'offre la procédure PROC MIXED

est l'une des caractéristiques qui la rend plus flexible que la procédure GLM, puisque cette dernière ne permet pas de spécifier ce type d'information.

Sortie 4.8 : Résultats partiels de PROC GLM avec effet fixe pour les patients

Dependent Variable: reaction

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	17	9.84657143	0.57921008	8.59	<.0001
Error	66	4.44910952	0.06741075		
Corrected Total	83	14.29568095			

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
Patient	11	3.68202381	0.33472944	4.97	<.0001
temps	6	6.16454762	1.02742460	15.24	<.0001

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	95% Confidence Limits
post_pre	0.15208333	0.07495040	2.03	0.0465	0.00244003 0.30172664
trait_pre	0.60166667	0.06842004	8.79	<.0001	0.46506165 0.73827169
trait_post	0.44958333	0.06842004	6.57	<.0001	0.31297831 0.58618835

En comparant ces résultats aux modèles présentés plus tôt, nous pouvons remarquer que peu importe la façon de modéliser l'effet des patients (individus), nous obtenons les mêmes résultats. En effet, les sorties 4.5 (MIXED pour effet aléatoire), 4.6 (GLM pour effet aléatoire), 4.7 (MIXED pour effet fixe), 4.8 (GLM pour effet fixe) sont équivalentes pour ce qui est des estimés, des écarts-types, des valeurs t et seuils expérimentaux associés aux contrastes *post_pre*, *trait_pre* et *trait_post*.

De plus, ces quatre sorties (4.5, 4.6, 4.7, 4.8) obtiennent des résultats identiques pour tester l'effet du *temps* (F=15,24 et p=<.0001).

4.5.2 Modéliser la structure de covariances

Rappelons que seule la procédure PROC MIXED nous permet de modéliser la structure de covariances des données. De plus, cette procédure présente un autre avantage : elle

permet d'obtenir les critères AIC et BIC utiles pour la sélection de modèles. Lorsque plusieurs modèles sont produits, il est nécessaire de consulter ces valeurs pour identifier le meilleur modèle. En appliquant différentes structures de covariances à notre exemple pour le modèle avec effet fixe pour les patients, nous obtenons les résultats du tableau 4.2 pour les valeurs F du test de Fisher pour l'effet temps, les seuils expérimentaux et les AIC. Le tableau 4.2 n'intègre pas la structure *unstructured* puisque le nombre de données du fichier est insuffisant. Il n'est pas possible d'obtenir de résultat.

Tableau 4.2 : Valeurs F et AIC pour les modèles avec différentes structures de covariances pour le modèle avec effet fixe

	F	p-value	AIC
Équi-corrélation (CS)	15,24	<.0001	49,6
Identité (VC)	15,24	<.0001	47,6
Autorégressive (AR1)	13,64	<.0001	40,1

Selon le tableau 4.2, les valeurs F pour les différentes structures de covariances sont très semblables à l'exception de la structure autorégressive (AR1) qui est un peu plus faible (F=13,64; p=<.0001). Ce modèle est celui qui obtient le meilleur AIC.

Aussi, il semble que la corrélation entre les données de notre exemple soit fonction du temps écoulé entre les mesures puisque le modèle ayant obtenu le meilleur résultat est celui avec la structure de covariances autorégressive (AR1). De plus, les valeurs des estimations des variables *post_pre*, *trait_pre* et *trait_post* pour les modèles testés avec les structures de covariances équi-corrélation (CS) et identité (VC) ont obtenu les mêmes résultats (sortie 4.9).

Sortie 4.9 : Estimation des contrastes *post_pre*, *trait_pre* et *trait_post* pour le modèle à effet fixe avec structure de covariances CS ou VC

Estimates									
Label	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper	
post_pre	0.1521	0.07494	66	2.03	0.0465	0.05	0.002461	0.3017	
trait_pre	0.6017	0.06841	66	8.79	<.0001	0.05	0.4651	0.7383	
trait_post	0.4496	0.06841	66	6.57	<.0001	0.05	0.3130	0.5862	

La sortie 4.10 présente quant à elle les estimations pour le modèle à effet fixe avec la structure AR(1) qui diffèrent légèrement de celles obtenues pour les deux autres modèles.

Sortie 4.10 : Estimation des contrastes *post_pre*, *trait_pre* et *trait_post* pour le modèle à effet fixe avec structure de covariances AR(1)

Estimates									
Label	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper	
post_pre	0.1521	0.1013	66	1.50	0.1379	0.05	-0.05008	0.3543	
trait_pre	0.6017	0.08208	66	7.33	<.0001	0.05	0.4378	0.7655	
trait_post	0.4496	0.08208	66	5.48	<.0001	0.05	0.2857	0.6135	

4.6 Approche choisie pour la modélisation

Lors de cette recherche, le principal objectif de nos modèles se résume à estimer de manière adéquate l'effet des lois abaissant le taux limite d'alcoolémie pour conduire un véhicule moteur qui ont été introduites dans les provinces canadiennes. Ainsi, pour atteindre cet objectif, rappelons que nous avons utilisé des variables binaires qui prennent la valeur 0 avant qu'une introduction ou qu'un changement ne soit effectué et la valeur de 1 ensuite. Puisque nous nous intéressons à l'effet des lois, nous procéderons en utilisant des modèles qui comparent la proportion de conducteurs décédés avec un taux d'alcoolémie supérieur à 50 mg/100 ml **avant** et **après** l'arrivée ou le changement de la loi. De cette façon, nous serons en mesure de comparer ces deux périodes et d'obtenir un estimé de la différence qui existe entre ces dernières.

Dans les sections précédentes, nous nous sommes attardés à présenter les techniques de modélisation appropriées pour un cas typique d'analyse de données à mesures répétées. Cependant, le cas que nous souhaitons analyser dans ce mémoire diffère en quelques points de celui présenté plus haut. D'une part, contrairement au modèle déjà présenté qui ne faisait intervenir qu'une seule variable explicative (le temps), notre modèle contiendra plusieurs covariables qui en plus, varieront dans le temps (à l'exception de la variable pour la province qui représente l'individu dans la description des modèles). Parmi ces variables, mentionnons entre autres les variables *an*, *bière* et *loi*. De plus, alors que le modèle de l'exemple suggère de modéliser le temps en tant que variable catégorielle, nous modéliserons notre variable *an* de façon linéaire puisque les analyses descriptives présentent une tendance linéaire de la proportion étudiée en fonction du temps (voir figures 3.1, 3.2 et 3.3).

De plus, comme nous traiterons l'ensemble des provinces du Canada dans notre étude, le fait de modéliser les provinces en tant qu'effet fixe semble plus approprié, mais nous testerons aussi le modèle avec les provinces comme effet aléatoire. Nous testerons directement différentes structures de covariances à même nos modèles. Dans le but de déterminer l'option la plus adéquate, nous utiliserons le critère AIC. La procédure PROC MIXED sera celle utilisée dans le chapitre suivant en raison de sa flexibilité et des avantages qu'elle présente.

Chapitre 5

Analyses et résultats

Ce chapitre a pour objectif de fournir des éléments de réponses à la question de recherche associée à ce mémoire, en l'occurrence à savoir si le Québec devrait oui ou non suivre les autres provinces canadiennes avec l'adoption d'une loi administrative pour abaisser le taux limite d'alcoolémie légal à 0,05% pour conduire un véhicule motorisé. Bien que la revue de littérature ait amené certaines pistes permettant de mieux comprendre la situation, les résultats des analyses effectuées sur notre base de données canadiennes et présentés dans ce chapitre, fourniront des arguments supplémentaires.

Tout d'abord, il sera question dans ce chapitre du choix des variables à inclure dans le modèle. Par la suite, nous présenterons les résultats des modèles que nous avons testés. Finalement, après avoir sélectionné le meilleur modèle dans lequel nous avons modélisé directement la structure de la matrice de variances-covariances, une section sera dédiée à l'analyse des résidus de celui-ci ainsi qu'à l'interprétation des résultats de ce dernier.

5.1 Choix des variables de contrôle

Compte tenu de l'objectif de cette recherche, certaines variables ont naturellement trouvé leur place à l'intérieur du modèle. En effet, la variable représentant la province qui est à la source du regroupement ainsi que la variable indiquant les années sont nécessaires pour pouvoir bien prendre en compte les données longitudinales.

De plus, une variable représentant l'effet des lois administratives doit être incluse dans chacun des modèles testés, vu l'objectif de ce projet. Sur ce point, la base de données nous offre différentes options pour modéliser l'introduction des lois administratives : trois variables permettent de prendre en compte cette information soient la variable *loi05_1* traduisant l'introduction d'une première loi administrative au cours de la période à l'étude, la variable *loi05_2* représentant un changement ou une modification entre 1987 et 2010 d'une loi existante et la variable *loi05_3* qui réfère à l'introduction d'une loi administrative avant 1987. Bien que ces dernières renferment des renseignements sur l'introduction des lois, elles diffèrent sur certains points qui influencent notre choix de les inclure ou non dans les modèles. Ces variables et leur définition respective peuvent être consultées au tableau 3.3.

En plus des variables énoncées plus haut, nous avons sélectionné un ensemble de variables de contrôle qui ont potentiellement un pouvoir prédictif de la proportion de conducteurs décédés avec un taux d'alcoolémie supérieur à 50 mg/100 ml. Pour ce faire, nous avons procédé en utilisant la méthode de sélection de variables appelée « élimination progressive », « backward » en anglais. Ainsi, nous avons débuté la sélection de variables avec l'ensemble des variables de contrôle mises à notre disposition. Par la suite, nous avons retiré du modèle la variable qui était associée au plus grand seuil expérimental (p-value). En utilisant les modèles à effet fixe, la variable d'introduction des lois et les structures de covariances équi-corrélation, variance components et $AR(1)$ à tour de rôle,

nous avons, dans l'ordre, éliminé les variables *taux de chômage*, *policiers*, *proportion de jeunes* et *taux d'incarcération* pour ne conserver que la variable *bière*. Pour la structure *unstructured* (sans structure), puisque le nombre d'observations était insuffisant par rapport au nombre de paramètres à estimer, nous n'avons obtenu aucun résultat. Cela permet donc de confirmer la remarque de la section 4.3 sur le fait qu'un manque de données peut entraîner l'impossibilité d'estimer tous les paramètres du modèle. Au final, la variable *bière* est la seule variable de contrôle qui a été utilisée pour l'ensemble des modèles qui suivront.

5.2 Présentation des modèles

Chacun des modèles qui seront présentés mettent en relation la proportion de conducteurs décédés avec un TA supérieur ou égal à 50 mg/100ml avec l'année, la loi, la province et la consommation de *bière* comme variables. Notre situation est un peu différente du cas de l'exemple du chapitre 4 dans le sens où nous modéliserons l'effet de la variable *an* comme étant linéaire pour l'ensemble des modèles. Quoique très semblables, les modèles avec un effet fixe pour les provinces se différencient les uns des autres par la structure de la matrice de variances-covariances appliquée aux données à mesures répétées. De plus, nous avons aussi considéré un modèle avec un effet aléatoire pour modéliser les provinces.

Les principaux résultats obtenus pour les modèles avec effet aléatoire et effet fixe sont présentés dans le tableau 5.1.

Tableau 5.1 : Résultats des modèles

Modèle	Structure de covariance	Variable	Effet fixe				Effet aléatoire			
			Estimé loi (β)	p value	I.C. 95%	AIC	Estimé loi (β)	p value	I.C. 95%	AIC
1	Équi-corrélation	Loi05_1	-3,6374	0,0587	[-7,4098; 0,1350]	1570,1				
		Loi05_2	4,1303	0,2327	[-2,6715; 10,9321]					
		Loi05_3	8,1061	0,2030	[-25,9039; 42,1160]					
2	Variance components	Loi05_1	-3,6374	0,0587	[-7,4098; 0,1350]	1568,1	-2,6313	0,1532	[-6,2495; 0,9870]	1621,0
		Loi05_2	4,1303	0,2327	[-2,6715; 10,9321]		4,6835	0,1692	[-2,0082; 11,3752]	
		Loi05_3	8,1061	0,2030	[-25,9039; 42,1160]		-1,5430	0,6295	[-7,8374; 4,7514]	
3	AR(1)	Loi05_1	-3,7439	0,0619	[-7,6765; 0,1888]	1569,7				
		Loi05_2	4,0972	0,2533	[-2,9530; 11,1474]					
		Loi05_3	8,0974	0,2127	[-27,6178; 43,8125]					
Modèle sélectionné	Variance components	Loi05_1	-3,6749	0,0564	[-7,4504; 0,1005]	1573,9				

5.2.1 Principaux constats

En observant le tableau 5.1, nous pouvons conclure que le choix de la variable prenant en compte les lois administratives a un impact statistiquement significatif sur les résultats obtenus. En effet, pour chacun des trois modèles contenant plus d'une variable *loi*, nous pouvons voir que les estimés sont très différents.

5.2.1.1 Variable *loi*

La variable introduisant l'effet des lois administratives dans les modèles est d'une très grande importance puisque cette dernière est directement reliée à notre objectif de départ. En effet, l'estimé associé à cette variable nous indiquera l'effet qu'ont eu les lois qui ont été introduites pendant ou avant notre étude.

Les résultats pour la variable *loi05_1* se rapportent à l'introduction d'une première loi administrative entre 1987 et 2010. Dans tous les cas, les estimés montrent que ces lois ont eu un effet à la baisse sur la proportion de conducteurs décédés avec un taux d'alcoolémie supérieur ou égale à 50 mg/100 ml. Cette valeur a été estimée à -3,6374 pour le modèle à effet fixe avec la structure de covariance *variance component*.

Le tableau 5.1 présente aussi les résultats pour la variable *loi05_2*, qui est la variable indiquant un changement ou une modification dans les lois administratives déjà établies. Ces résultats ne sont pas concluants puisque les estimés pour la variable d'intérêt sont non significatifs statistiquement ($p > 0,20$). Il est à noter que seulement quelques observations répondent au critère de cette variable. En effet, la plupart des provinces n'ont eu aucun changement dans leurs lois. Ainsi, ce faible échantillon ne nous permet pas d'obtenir des résultats valables.

Pour ce qui est de la variable dénotant la présence d'une loi administrative avant 1987, nous avons obtenu des résultats que très peu concluants lorsque nous l'introduisons avec les deux autres variables. Du côté des effets fixes, nous avons obtenu des valeurs positives pour l'effet de la loi ($\beta=8,1061$ et $\beta=8,0974$) et des valeurs p élevées ($p=0,2030$ et $p=0,2127$). Pour le modèle à effet aléatoire, bien que l'estimé soit négatif ($\beta=-1,5430$), la valeur p est très élevée ($p=0,6295$).

5.2.1.2 Choix de la structure de covariances

En ce qui a trait aux structures de covariances, la structure *variance components* est celle qui obtient le AIC le plus faible. En comparant les deux modèles produits avec cette structure, nous pouvons voir que l'effet fixe semble plus approprié dans ce cas puisque le AIC est de 1568,1 comparativement à 1621,0 pour l'effet aléatoire. Les résultats partiels sont présentés aux sorties 5.1 et 5.2. Les sorties complètes peuvent être consultées aux annexes B.1 et B.2.

Sortie 5.1: Résultats partiels du modèle avec effet fixe pour la structure de covariances variance components (loi05_1, loi05_2, loi05_3)

Covariance Parameter Estimates									
Cov Parm	Subject	Estimate	Standard Error	Z Value	Pr > Z	Alpha	Lower	Upper	
AN	PROV	62.2026	5.9716	10.42	<.0001	0.05	50.4984	73.9068	

Fit Statistics	
AIC (smaller is better)	1568.1
BIC (smaller is better)	1568.4

Solution for Fixed Effects									
Effect	PROV	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper
Intercept		12.8166	9.8151	1	1.31	0.4161	0.05	-111.90	137.53
year		-0.3556	0.1039	216	-3.42	0.0007	0.05	-0.5603	-0.1509

Solution for Fixed Effects									
Effect	PROV	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper
BIERE		0.3124	0.09615	216	3.25	0.0013	0.05	0.1229	0.5019
LOI05_1		-3.6374	1.9139	216	-1.90	0.0587	0.05	-7.4098	0.1350
LOI05_2		4.1303	3.4509	216	1.20	0.2327	0.05	-2.6715	10.9321
LOI05_3		8.1061	2.6766	1	3.03	0.2030	0.05	-25.9039	42.1160

Type 3 Tests of Fixed Effects						
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F		
PROV	8	1	5.61	0.3160		
year	1	216	11.72	0.0007		
BIERE	1	216	10.56	0.0013		
LOI05_1	1	216	3.61	0.0587		
LOI05_2	1	216	1.43	0.2327		
LOI05_3	0	.	.	.		

Sortie 5.2 : Résultats partiels du modèle avec effet aléatoire pour la structure de covariances variance components (loi05_1, loi05_2, loi05_3)

Covariance Parameter Estimates									
Cov Parm	Subject	Estimate	Standard Error	Z Value	Pr > Z	Alpha	Lower	Upper	
Intercept	PROV	17.5865	11.3555	1.55	0.1214	0.05	-4.6698	39.8429	
Residual		62.3990	6.0079	10.39	<.0001	0.05	52.1152	76.0760	

Fit Statistics
AIC (smaller is better) 1621.0
BIC (smaller is better) 1621.6

Solution for Fixed Effects									
Effect	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper	
Intercept	857.42	201.68	8	4.25	0.0028	0.05	392.34	1322.49	
LOI05_1	-2.6313	1.8358	217	-1.43	0.1532	0.05	-6.2495	0.9870	
LOI05_2	4.6835	3.3951	217	1.38	0.1692	0.05	-2.0082	11.3752	
LOI05_3	-1.5430	3.1936	217	-0.48	0.6295	0.05	-7.8374	4.7514	
AN	-0.4189	0.09981	217	-4.20	<.0001	0.05	-0.6156	-0.2222	

Solution for Fixed Effects									
Effect	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper	
BIERE	0.2262	0.08643	217	2.62	0.0095	0.05	0.05582	0.3965	

Type 3 Tests of Fixed Effects						
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F		
LOI05_1	1	217	2.05	0.1532		
LOI05_2	1	217	1.90	0.1692		
LOI05_3	1	217	0.23	0.6295		
AN	1	217	17.62	<.0001		
BIERE	1	217	6.85	0.0095		

Les sorties complètes pour les structures de covariances *équi-corrélation* et *AR(1)* sont présentées aux annexes B.3 et B.4. Ces structures ont toutes deux obtenu de moins bons résultats par rapport à la structure de covariances *variance components*.

5.2.1.3 Modèle sélectionné

En prenant en compte ces divers éléments, la variable d'introduction des lois (loi05_1) est celle qui sera conservée. Notre choix quant à la structure de covariances s'est arrêté sur la structure *variance components*. De ce fait, le modèle que nous avons sélectionné est celui qui intègre un effet fixe pour modéliser les provinces tout en utilisant la structure de covariances *variance components*. Les résultats de ce modèle sont les suivants :

Sortie 5.3 : Résultats complet du modèle avec effet fixe pour la structure de covariances variance components (loi05_1)

The Mixed Procedure	
Model Information	
Data Set	MEMOIRE.ANALYSES_TOUT
Dependent Variable	PTA_05
Covariance Structure	Variance Components
Subject Effect	PROV

Model Information

Estimation Method REML
 Residual Variance Method Parameter
 Fixed Effects SE Method Model-Based
 Degrees of Freedom Method Between-Within

Class Level Information

Class Levels Values

PROV 10 1 2 3 4 5 7 8 9 10 6
 AN 24 1987 1988 1989 1990 1991 1992 1993 1994 1995 1996 1997 1998 1999
 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010

Dimensions

Covariance Parameters 1
 Columns in X 14
 Columns in Z 0
 Subjects 10
 Max Obs Per Subject 24
 Observations Used 231
 Observations Not Used 9
 Total Observations 240

Iteration History

Iteration	Evaluations	-2 Res Log Like	Criterion
0	1	1571.86162775	
1	1	1571.86162775	0.00000000

Convergence criteria met.

Covariance Parameter Estimates

Cov Parm	Subject	Estimate	Standard Error	Z Value	Pr > Z	Alpha	Lower	Upper
AN	PROV	62.3260	5.9697	10.44	<.0001	0.05	50.6255	74.0265

Fit Statistics

-2 Res Log Likelihood 1571.9
 AIC (smaller is better) 1573.9
 AICC (smaller is better) 1573.9
 BIC (smaller is better) 1574.2

Null Model Likelihood Ratio Test

DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
0	0.00	1.0000

Solution for Fixed Effects

Effect	PROV	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper
Intercept		10.9689	9.7026	0	1.13	.	0.05	.	.
PROV	CB	5.7495	2.4597	0	2.34	.	0.05	.	.
PROV	AL	-1.1910	2.3118	0	-0.52	.	0.05	.	.
PROV	SK	11.1732	3.2121	0	3.48	.	0.05	.	.
PROV	MA	8.6387	2.9086	0	2.97	.	0.05	.	.
PROV	ON	-3.8257	2.4111	0	-1.59	.	0.05	.	.
PROV	NB	8.3300	2.6727	0	3.12	.	0.05	.	.
PROV	NE	8.1579	2.8253	0	2.89	.	0.05	.	.
PROV	TN	6.6525	2.9961	0	2.22	.	0.05	.	.
PROV	IPE	2.7932	2.6384	0	1.06	.	0.05	.	.
PROV	QC	0
year		-0.3235	0.1004	218	-3.22	0.0015	0.05	-0.5215	-0.1256
BIERE		0.3277	0.09539	218	3.44	0.0007	0.05	0.1397	0.5157
LOI05_1		-3.6749	1.9156	218	-1.92	0.0564	0.05	-7.4504	0.1005

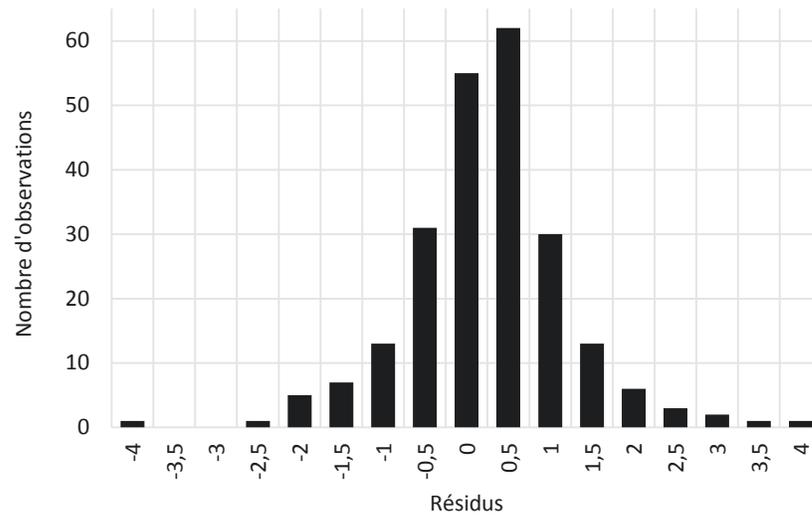
Type 3 Tests of Fixed Effects

Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
PROV	9	0	5.06	.
year	1	218	10.37	0.0015
BIERE	1	218	11.80	0.0007
LOI05_1	1	218	3.68	0.0564

5.3 Analyse des résidus

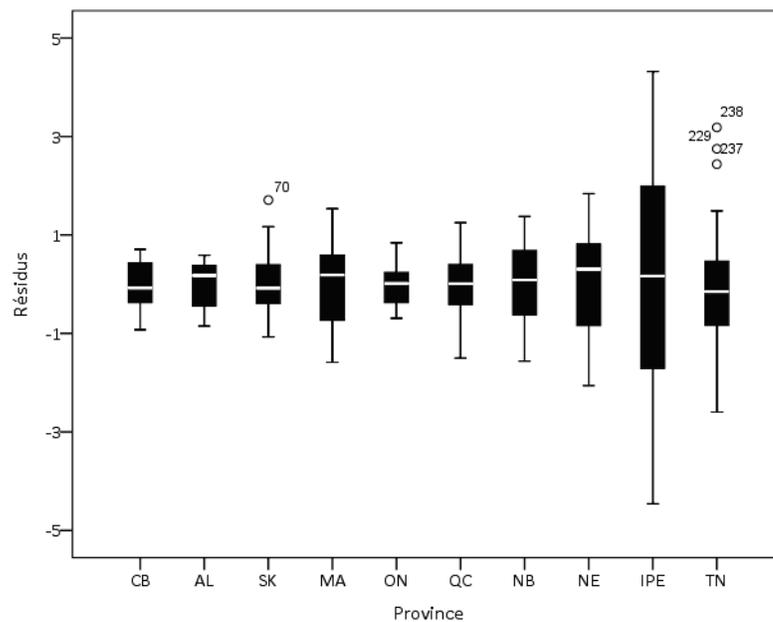
Pour s'assurer que le modèle sélectionné est approprié, nous avons effectué une analyse des résidus. Cette dernière a été produite à l'aide de l'option « residual » qui ajoutée à la commande *model* permet de garder une trace des résidus studentisés. Ce sera ce type de résidus qui seront utilisés pour vérifier l'adéquation de notre modèle final.

Figure 5.1 : Histogramme des résidus du meilleur modèle



À la vue de la figure 5.1, nous avons pu conclure que notre modèle répondait à nos attentes sur ce point. Si le modèle est adéquat, la distribution représentée dans ce graphique devrait se rapprocher de la normalité, ce qui est le cas pour le modèle que nous avons sélectionné. De plus, un autre graphique peut aussi contribuer à améliorer notre modèle. À partir de la figure 5.2, nous pouvons voir que les résidus de la province 9, l'Île du Prince-Édouard, sont très dispersés. Le maximum et le minimum sont très éloignés de la moyenne.

Figure 5.2 : Distribution des résidus par province



Aussi, nous nous sommes basés sur la table contenant les données du diagnostic d'influence pour identifier les observations qui diminuaient la performance de notre modèle. Pour ce faire, pour chacune des observations, nous avons porté une attention particulière à deux mesures:

- 1- **Les résidus Studentisés** : version standardisée des résidus qui les rend comparables entre eux.
- 2- **La distance de Cook** : mesure l'influence d'une observation sur l'ensemble des prévisions.

À partir des données du diagnostic d'influence, nous avons identifié les observations dont les résidus étaient élevés et la distance de Cook plus élevée que celles obtenues par l'ensemble des observations. Ainsi, nous avons sélectionné ces observations :

Tableau 5.2 : Liste des observations influentes

#	Province	Année	Résidus standardisés	Distance de Cook
199	IPE	1993	2,5482	0,03700
214	IPE	2008	4,3205	0,11980
216	IPE	2010	-4,4606	0,13991
229	TN	1999	2,7506	0,03888
238	TN	2008	3,1846	0,04097
239	TN	2009	-2,5973	0,02823

5.3.1 Améliorations

Suite à l'identification des observations dont les résidus et la distance de Cook étaient élevés, nous avons produit un nouveau fichier de données en procédant à quelques améliorations. Tout d'abord, nous avons éliminé les 6 observations répertoriées dans le tableau 5.2 puisque ces dernières avaient des résidus élevés en plus d'avoir une influence importante sur les prévisions du modèle.

Bien que seulement trois observations reliées à l'Île du Prince-Édouard aient ressorti dans le tableau 5.2, nous avons décidé de supprimer l'ensemble des observations associées à cette province. Cette action se justifie d'une part en constatant le nombre de valeurs manquantes relatives à cette province. En effet, en plus des trois observations à supprimer, sept des vingt-quatre valeurs étaient déjà manquantes dans la base de données. De ce fait, nous n'aurions obtenu qu'un total de 14 observations sur une possibilité de 24.

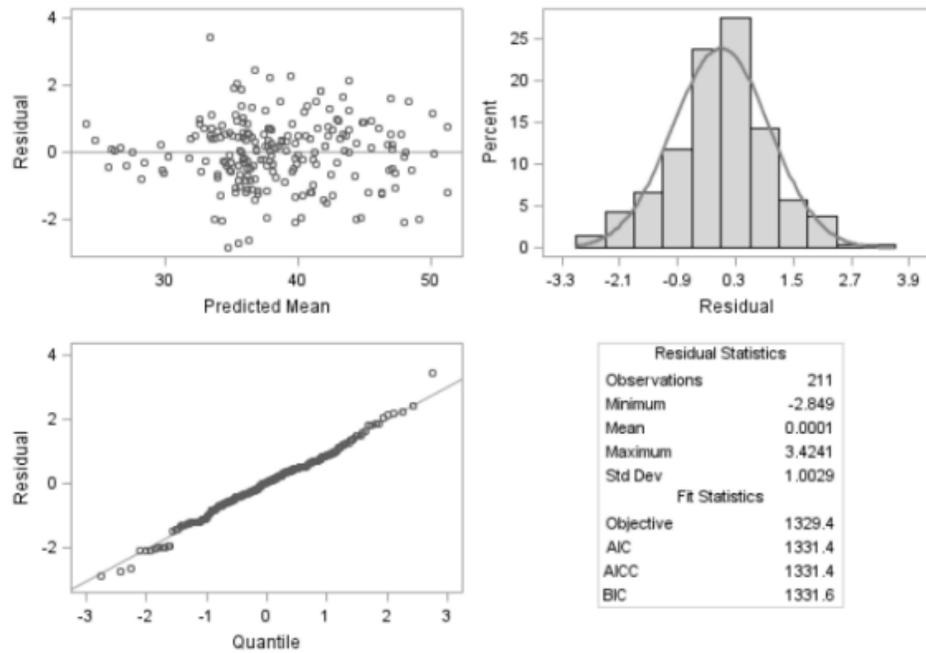
Cette décision peut aussi s'expliquer en raison de la taille de cette province. Selon Statistique Canada la province de l'Île du Prince-Édouard avait une population d'environ 142 000 habitants. Ce chiffre fait d'elle une province beaucoup moins peuplée que les autres puisque qu'elle ne représente que 4,16% de la population du pays (Statistique Canada, 2014). En se basant sur ces faits et en considérant que plusieurs mesures de notre base de données pourraient être grandement influencées par cette donnée puisqu'elles sont calculées en termes de pourcentages et de ratios, nous en sommes venus à la conclusion qu'il était plus adéquat de complètement retirer les observations relatives à cette province.

5.4 Présentation du modèle final

Avec le nouveau fichier, nous avons testé notre modèle en prenant en compte les changements énoncés plus haut et avons constaté que les améliorations apportées avaient eu des conséquences positives.

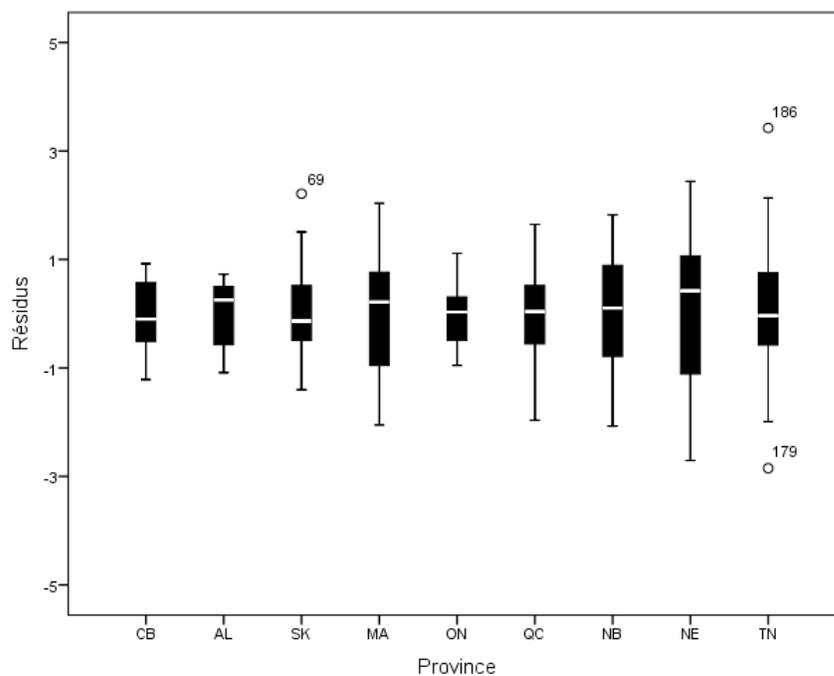
La figure 5.3 permet de consulter différentes statistiques relatives à ce modèle. Cette figure montre entre autres l'histogramme des résidus produit à partir du nouveau jeu de données. Tout comme pour le fichier précédent, les résidus de ce modèle se rapprochent d'une loi normale.

Figure 5.3 : Distribution des résidus après le retrait des observations influentes et de la province IPE



La figure 5.4 permet quant à elle de constater l'effet des changements sur la distribution des résidus en fonction des provinces du fichier.

Figure 5.4 : Distribution des résidus par province après le retrait des observations influentes et de la province IPE



Les résultats complets de ce modèle final suite au retrait des observations influentes et de la province de l'Île du Prince-Édouard se retrouvent à la sortie 5.4.

Sortie 5.4 : Résultats complets du modèle final (variance components)

Model Information

Data Set	MEMOIRE.ANALYSES_PARTIE
Dependent Variable	PTA_05
Covariance Structure	Variance Components
Subject Effect	PROV
Estimation Method	REML
Residual Variance Method	Parameter
Fixed Effects SE Method	Model-Based
Degrees of Freedom Method	Between-Within

Class Level Information

Class Levels Values

PROV	9	1	2	3	4	5	7	8	10	6				
AN	24	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
		2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010		

Dimensions

Covariance Parameters	1
Columns in X	13
Columns in Z	0
Subjects	9
Max Obs Per Subject	24
Observations Used	211
Observations Not Used	0
Total Observations	211

Iteration History

Iteration	Evaluations	-2 Res	Log Like	Criterion
0	1	1329.39630135		
1	1	1329.39630135	0.00000000	

Convergence criteria met.

Covariance Parameter Estimates

Cov Parm	Subject	Estimate	Standard Error	Z Value	Pr > Z	Alpha	Lower	Upper
AN	PROV	36.4455	3.6537	9.97	<.0001	0.05	29.2844	43.6066

Fit Statistics

-2 Res Log Likelihood	1329.4
AIC (smaller is better)	1331.4
AICC (smaller is better)	1331.4
BIC (smaller is better)	1331.6

Null Model Likelihood Ratio Test

DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
0	0.00	1.0000

Solution for Fixed Effects

Effect	PROV	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper
Intercept		8.5977	7.6472	0	1.12	.	0.1	.	.
PROV	CB	5.9693	1.8891	0	3.16	.	0.1	.	.
PROV	AL	-1.0987	1.7694	0	-0.62	.	0.1	.	.
PROV	SK	11.8190	2.4853	0	4.76	.	0.1	.	.
PROV	MA	9.1517	2.2458	0	4.07	.	0.1	.	.
PROV	ON	-3.6387	1.8498	0	-1.97	.	0.1	.	.
PROV	NB	8.6618	2.0611	0	4.20	.	0.1	.	.
PROV	NE	8.6406	2.1795	0	3.96	.	0.1	.	.
PROV	TN	1.6788	2.0928	0	0.80	.	0.1	.	.
PROV	QC	0
LOI05_1		-4.0225	1.5462	199	-2.60	0.0100	0.1	-6.5777	-1.4673
year		-0.3053	0.07882	199	-3.87	0.0001	0.1	-0.4356	-0.1751
BIERE		0.3504	0.07518	199	4.66	<.0001	0.1	0.2261	0.4746

Type 3 Tests of Fixed Effects

Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
PROV	8	0	10.02	.
LOI05_1	1	199	6.77	0.0100
Year	1	199	15.01	0.0001
BIERE	1	199	21.72	<.0001

5.4.1 Principaux résultats

Ce modèle présente de nombreux apprentissages pertinents à notre recherche. En effet, il nous permet de conclure à un effet significatif de l'introduction de la loi sur la proportion de conducteurs décédés avec un taux d'alcoolémie de 50 mg/100 ml ($\beta=-4,0225$; $p=0,0100$). De plus, le pourcentage à l'étude diminue de façon significative chaque année ($\beta=-0,3053$; $p=0,0001$) tandis que la variable de contrôle du modèle est la seule variable à avoir une relation positive sur la variable dépendante ($\beta=0,3504$; $p<0,0001$). Ainsi, la consommation de bière tend à augmenter de manière significative la proportion d'intérêt.

5.4.2 Modèles pour autres taux d'alcoolémie

En plus d'analyser la variable dépendante qui représente la proportion de conducteurs décédés avec un taux d'alcoolémie supérieur à 0,05%, nous avons aussi effectué des analyses en utilisant des variables dépendantes quelques peu différentes. Entre autres, nous avons analysé les données pour la proportion de conducteurs dont le taux d'alcoolémie était supérieur ou égal à 80 mg/100 ml. Nous avons aussi tiré des conclusions des résultats obtenus avec la proportion des conducteurs ayant consommé de l'alcool à un niveau largement plus élevé que ce que le permet la limite, c'est-à-dire ayant une concentration d'alcool dans le sang d'au moins 151 mg/100 ml.

L'ensemble des données pour les trois catégories de conducteurs sont présentés dans le tableau 5.3. Les résultats nous permettent de conclure que l'introduction d'une loi encadrant le taux d'alcoolémie légal pour la conduite d'un véhicule automobile est une mesure qui rejoint les conducteurs de toutes les catégories.

Tableau 5.3 : Effets des lois administratives pour un taux d'alcoolémie de 50 mg/100 ml sur le pourcentage de conducteurs décédés avec différents taux d'alcoolémie

	TA ≥ 0,05%		TA ≥ 0,08%		TA ≥ 0,15%	
	β	I.C. 95%	β	I.C. 95%	β	I.C. 95%
Introduction de la loi (1=période d'intervention)	-4,02	[-7,07 ; -0,97]	-3,39	[-6,42 ; -0,35]	-3,91	[-6,76 ; -1,08]
An (1-24)	-0,31	[-0,46 ; -0,15]	-0,27	[-0,43 ; -0,12]	-0,30	[-0,44 ; -0,15]
Bière	0,35	[0,20 ; 0,50]	0,33	[0,18 ; 0,47]	0,10	[0,12 ; 0,36]
Provinces						
Colombie-Britannique	5,97	-	5,19	-	5,53	-
Alberta	-1,10	-	-1,27	-	1,34	-
Saskatchewan	11,82	-	10,62	-	11,82	-
Manitoba	9,15	-	8,20	-	8,99	-
Ontario	-3,64	-	-3,49	-	-0,52	-
Nouveau-Brunswick	8,66	-	7,70	-	6,04	-
Nouvelle-Écosse	8,64	-	8,03	-	8,50	-
Terre-Neuve	1,68	-	2,00	-	3,90	-
Québec	référence		référence		référence	
Ordonnée à l'origine	8,60	-	7,81	-	5,08	-
AIC		1331,4		1329,6		1303,7
Notes :						
-Les coefficients en gras sont significatifs avec $\alpha=5\%$.						
-Les modèles sont tous des modèles à « effet fixe ».						
-Les modèles ont été produits en représentant les années de 1-24 plutôt que d'utiliser la variable spécifiée dans la base de données originale (1987 à 2010).						
-Les provinces et l'ordonnée à l'origine n'ont aucune borne pour l'intervalle de confiance puisque le modèle ne comprend aucune erreur estimée pour les provinces et les ordonnées à l'origine spécifiques à chaque province.						

Chapitre 6

Conclusion

Ce mémoire se justifie par sa volonté d'apporter un élément nouveau dans l'étude des lois administratives introduites au Canada pour contrer la problématique de l'alcool au volant. Tout au long de ce projet, nous avons cherché à approfondir notre compréhension et à quantifier l'effet des lois administratives provinciales encadrant la conduite d'un véhicule automobile avec un taux d'alcoolémie supérieur ou égal à 50 mg/100 ml.

Ce dernier chapitre se veut un résumé des apprentissages réalisés au cours de ce projet. Dans le but de rappeler l'ensemble des étapes à travers lesquelles nous sommes passés, ce chapitre débute par un retour sur l'objectif de cette étude et sur l'approche méthodologique que nous avons privilégiée pour mener à bien notre travail. Nous poursuivrons avec la présentation des principaux constats et conclusions sur lesquels nous sommes aboutis suite aux analyses des données. Par la suite, nous introduirons les

contributions de notre recherche et mettrons de l'avant ses limites pour ensuite conclure sur une discussion quant aux perspectives de recherches ultérieures.

6.1 Rappel de l'objectif et de la méthodologie

En se basant sur des données recueillies au sein de bases de données nationales renfermant des informations sur les provinces et territoires canadiens, nous nous sommes intéressés à la problématique de recherche suivante : Le Québec devrait-il suivre les autres provinces canadiennes et abaisser le taux d'alcoolémie administratif légal à 0,05%? Ultimement, nous souhaitons développer un modèle pour données longitudinales ayant comme variable dépendante la proportion de conducteurs décédés avec un taux d'alcoolémie d'au moins 50 mg/100 ml. Nous nous sommes concentrés à modéliser la proportion représentant ce taux puisque nous souhaitons apporter des éléments de réponse pouvant confirmer ou infirmer une décision d'abaisser le taux d'alcoolémie auquel des sanctions administratives seraient imposées. Rappelons que présentement au Québec, aucune sanction administrative n'est appliquée lorsqu'un conducteur est arrêté avec une concentration d'alcool dans le sang de 50 mg/100 ml. En se basant sur les données des autres provinces, nous avons voulu tirer des conclusions que nous pourrions proposer pour améliorer le bilan routier québécois.

Pour atteindre les objectifs énoncés plus haut, nous avons divisé notre recherche en plusieurs étapes. En premier lieu, nous avons dépeint la situation du Québec en matière de sécurité routière et recherché des articles scientifiques présentant les conséquences de l'alcool au volant. Pour terminer cette première étape, nous avons effectué un recensement de la littérature dans le but de bien être aux faits des études précédentes qui avaient été effectuées dans le domaine de l'évaluation des lois de ce genre. Puisque très peu de chercheurs se sont penchés sur ce sujet au Canada, nous avons complété la revue de la littérature avec des articles traitant du cas de d'autres pays tels que la France, l'Australie

et le Japon. Dans un second temps, nous nous sommes documentés sur les différentes techniques de modélisation de données longitudinales. Finalement, pour ce qui est de l'analyse des données, nous avons sélectionné le modèle qui présentait les meilleurs résultats. Cette démarche nous a permis d'obtenir des résultats quantifiables quant à l'effet des lois administratives utilisées dans les provinces canadiennes, en plus d'ajouter à notre compréhension des éléments ayant une importance particulière sur les résultats du bilan routier des provinces canadiennes.

6.2 Synthèse des résultats

Les résultats de cette étude ont permis de fournir d'importants apprentissages en matière de l'effet des lois administratives qui ont été introduites au pays. En effet, cette étude a su fournir des réponses à la question de recherche que nous avons spécifiée au début de ce mémoire et met de l'avant des arguments en faveur de l'introduction de lois administratives au Québec. Bien que l'ensemble des résultats puisse être consulté au chapitre 5, nous proposons ici un survol de nos principaux apprentissages.

6.2.1 L'effet des lois administratives au Canada

L'effet qu'ont eu les lois administratives en matière de sécurité routière dans les différentes provinces du Canada a été démontré de manière bien claire de par nos résultats. En effet, notre recherche montre un effet estimé des lois administratives de 4,02 ($p=0,0100$). Ce chiffre représente la diminution moyenne du pourcentage de conducteurs décédés avec un taux d'alcoolémie supérieur ou égal à 50 mg/100 ml pour les provinces de l'échantillon après que les lois respectives aient été introduites. Ce résultat est probablement le plus important en ce qui a trait aux contributions de ce mémoire puisque d'une part, il répond directement à l'objectif précédemment mentionné et de l'autre, il permet d'amener un élément nouveau dans l'évaluation des lois en sécurité routière au Canada.

En comparant nos résultats à ceux de la littérature, nos estimations sont très semblables à celles trouvées dans les articles publiés dans le domaine. En 2001, Shults ainsi que plusieurs autres chercheurs ont publié un article dont l'objectif principal était de passer en revue les initiatives utilisées pour réduire la conduite avec facultés affaiblies. Cette revue présentait une baisse médiane de 7% des collisions mortelles liées à l'alcool. Ces données étaient relatives à plusieurs états des États-Unis qui avaient adopté une loi abaissant le taux d'alcoolémie légal à 0,08% (Shults et al., 2001). En plus de cette étude, nous pouvons comparer nos résultats avec d'autres publications de la revue de littérature. Rappelons que suite à la mise en vigueur d'une loi abaissant le taux d'alcoolémie à 50 mg/100 ml, les recherches de Bartl et Esberger mettaient de l'avant une diminution de 9,4% des accidents routiers en Autriche (Bartl & Esberger, 2000), alors que Smith concluait à une diminution de 8,2% des accidents routiers nocturnes en territoire australien (D. I. Smith, 1988).

Nos résultats peuvent aussi être comparés à ceux obtenus lors de recherches plus récentes. Alors qu'une étude menée dans 19 juridictions des États-Unis a conclu à une baisse importante de 14,8% des accidents mortels sur la route (Tippetts, Voas, Fell, & Nichols, 2005), une autre étude publiée en 2004 présente des résultats montrant une réduction des accidents nocturnes de 5,2% après l'introduction d'une loi abaissant le niveau d'alcoolémie de 80 mg/100 ml aux États-Unis à un niveau plus bas (Bernat, Dunsmuir, & Wagenaar, 2004).

6.2.2 L'effet sur les différents taux d'alcoolémie

Un deuxième résultat sur lequel nous souhaitons revenir est l'effet qu'ont eu les lois administratives étudiées sur l'ensemble des catégories de conducteurs testés. Bien que la principale catégorie à laquelle nous nous sommes intéressés soit celle touchant les conducteurs ayant un taux d'alcoolémie supérieur à 50 mg/100 ml, nous avons poussé

notre étude pour connaître les répercussions qu'a eu l'introduction d'une loi sur certaines sous-catégories. Nos résultats ont montré qu'il y avait une diminution significative pour les catégories des conducteurs ayant un taux d'alcoolémie supérieur à 80 mg/100ml et à 151 mg/100 ml. Cette généralisation de l'effet des lois auprès de l'ensemble des conducteurs est un élément qui a souvent été soulevé au sein des recherches antérieures (Brooks & Zaal, 1993; Kloeden, Moore, & McLean, 1994; Voas, Tippetts, & Fell, 2000).

6.3 Contributions de l'étude

La problématique de l'alcool au volant est un thème largement discuté par la population et ses gouvernements (Chouinard, 2009; Pelchat, 2009). D'ailleurs les tentatives infructueuses qui ont été mises de l'avant entre autres par le gouvernement libéral dans le but d'abaisser le taux d'alcoolémie légal au Québec font état de l'importance de cette préoccupation pour la population. Cela souligne le côté pratique associé au sujet de cette recherche. De ce fait, les contributions qu'elle présente sont de nature beaucoup plus pratiques que théoriques.

La présente étude n'est pas la première en son genre. Quoiqu'il en soit, ces résultats renseignent les différentes parties prenantes sur l'effet des lois administratives qui ont été introduites dans les provinces canadiennes. Rappelons qu'une seule étude sur les lois administratives de la sécurité routière avait été menée (Vingilis et al., 1988). Cette dernière ne se référait qu'aux données de l'Ontario et ses résultats étaient peu concluants. Ce mémoire ajoute aux résultats de Vingilis et avance de nouveaux éléments d'analyse qui permettent de statuer sur l'effet réel des lois administratives qui ont été votées (Vingilis et al., 1988). De tels résultats démontrent l'amélioration qu'ont connue les provinces ayant adopté une loi encadrant la consommation d'alcool pour la conduite d'un véhicule à un niveau de 0,05%. Ainsi, les prochains gouvernements en quête d'arguments en faveur de l'abaissement du taux d'alcoolémie légal, ainsi que la Table québécoise de la

sécurité routière pourront s'appuyer sur nos résultats pour entamer une discussion avec les différents intervenants politiques.

De plus, les données mises à notre disposition et les résultats de nos analyses ont contribué à renforcer plusieurs éléments que nous avons précédemment notés en parcourant la littérature. D'une part, le modèle utilisé privilégie la consommation de bière à toutes autres variables explicatives. En effet, la consommation d'alcool est fortement reliée aux accidents mortels qui surviennent sur les routes (Abdel-Aty & Abdelwahab, 2000). Cette étude permet une fois de plus d'établir une relation fortement positive entre la consommation d'alcool et les risques d'accidents routiers.

6.4 Limites de la recherche

Malgré l'ensemble des contributions qu'apportent ce mémoire et la rigueur de l'approche méthodologique employée, il n'en demeure pas moins important de souligner le regard critique avec lequel le lecteur doit prendre connaissance des résultats de cette étude.

Premièrement, une des limites de cette recherche renvoie à la technique que nous avons choisie pour modéliser l'introduction d'une loi administrative. À l'égard des résultats énoncés plus haut, la mise en place d'une législation à sanction administrative contribue bel et bien à diminuer la proportion de conducteurs décédés avec un taux d'alcoolémie égal ou supérieur à 50 mg/100 ml. Cependant, comme nous avons modélisé l'effet de la loi en utilisant une variable binaire prenant la valeur 0 avant l'introduction d'une loi et 1 pour toutes les années suivant l'année d'entrée en vigueur de cette dernière, nous nous retrouvons à faire une hypothèse relativement forte. Comme nous comparons les moyennes avant et après l'introduction de la loi, nous ne pouvons prendre pour acquis les variations pendant la période d'application de la loi. Or, plusieurs articles sur le sujet mentionnent l'importance de considérer la variation de l'effet en fonction du temps

(Chamberlain & Solomon, 2002; Vingilis et al., 1988). Le choix que nous avons fait lors de ce projet nous amène à modéliser l'effet de la loi de façon binaire. Cependant, Elvik (2011) met de l'avant la tendance plutôt quadratique que présente l'agrégation des données de 11 études ayant pour but d'évaluer la mise en application de politiques en sécurité routière. Cela suggère que l'effet engendré n'est pas constant, mais qu'il diminue plus l'on s'éloigne de la date d'entrée en vigueur de la politique.

La deuxième limite de cette recherche concerne les informations que nous avons utilisées pour modéliser la variable dépendante de notre modèle. La Société de l'assurance automobile du Québec est claire sur ce point : l'alcool au volant est l'une des « principales causes d'accidents au Québec ». Plusieurs blessés graves ainsi que de nombreux décès sont constatés chaque année (Société de l'assurance automobile du Québec, 2014). Étant au fait de cette réalité et sachant que les conducteurs blessés représentent une proportion importante des victimes des accidents routiers, il importe de garder en tête que les résultats de cette étude ne prennent en compte que le nombre de conducteurs décédés sur la route et exclut les conducteurs blessés par manque d'information. Cette limite ne discrédite en aucun point les résultats. Cependant, cette information aurait contribué à étoffer nos analyses et nos conclusions puisqu'elle aurait permis d'analyser la situation pour les conducteurs blessés. Malgré les nombreux avantages d'une telle analyse, à défaut d'avoir toutes les informations pertinentes, nous avons préféré restreindre notre champ d'études qu'aux conducteurs décédés.

La troisième limite à considérer à la lecture de ce mémoire a trait au manque de données relatives au nombre de permis de conduire valides en circulation au cours de chaque année de l'étude. Dans l'éventualité où cette information aurait été disponible pour l'ensemble de la période à l'étude de 1987 à 2010, nous aurions été en mesure d'ajouter un élément très convaincant à nos analyses puisqu'il aurait été possible d'estimer le nombre de vies

sauvées par l'introduction de lois comme celles que nous évaluons. Ainsi, tant sur la scène politique qu'auprès de la population, cette information aurait sans doute contribué à augmenter la portée et la crédibilité de cette étude.

6.5 Pistes de recherches futures

Cette étude rend possible une meilleure compréhension de l'effet des lois administratives qui ont été introduites au Canada pour décourager les conducteurs de conduire leur véhicule au-delà de la limite de 50 mg/100 ml. Alors que la section précédente a permis de constater les limites de cette recherche et de sa méthodologie, cette dernière portion du mémoire propose des avenues de recherche qui nous l'espérons, confirmeront nos résultats en plus de renforcer les arguments en faveur de l'abaissement du taux d'alcoolémie au Québec.

La première limite que nous avons énoncée ramène à la tendance que suit l'efficacité d'une loi durant les années suivant son application. Bien que nous l'avons modélisée de façon binaire, des études ont montré l'effet quadratique qu'il était possible d'observer dans ce type de situation. De ce fait, il serait alors pertinent de reproduire cette étude d'une part, en utilisant des variables quantitatives plutôt que binaires pour modéliser l'effet des lois. Un autre élément qui gagnerait à être évalué à partir des résultats de cette étude est l'effet qu'ont eu ces lois à long terme sur le comportement des automobilistes. L'effet à long terme de ce type de procédures légales au Canada devra être testé puisque nos données et nos résultats ne permettaient pas de confirmer cet élément.

D'autre part, pour pallier le manque de données qui a été soulevé dans la section précédente, nous croyons que de futures investigations devront être faites dans le but d'obtenir de l'information sur les conducteurs blessés et leurs différents taux d'alcoolémie. De plus, l'obtention de données relatives aux permis de conduire en vigueur pendant la

période de l'étude constituera un ajout important permettant de conclure à d'autres résultats intéressants. Aussi, une autre piste de recherche réside dans la possibilité d'estimer le nombre de vies sauvées par l'introduction d'une loi. Pour ce faire, une méthode simple consisterait à calculer le taux moyen de décès avant l'entrée en vigueur de la loi et de comparer cette valeur à celle qui a été enregistrée après l'introduction de la loi. Ce faisant, nous obtiendrions une mesure estimée des vies sauvées par la loi.

Aussi, les derniers modèles avec des taux d'alcoolémie plus élevés que nous avons testés ont mené à des apprentissages qui, bien qu'appartenant plus au domaine de la criminologie qu'à celui de la sécurité routière valent la peine d'être revus et exploités. Les résultats de notre étude tendent à démontrer que de favoriser des lois administratives au profit de lois criminelles peut avoir des effets préventifs. De ce fait, des recherches plus poussées dans le domaine de la criminologie seraient probablement plus en mesure de nous informer de l'efficacité des différents régimes de sanction (administratif vs criminel).

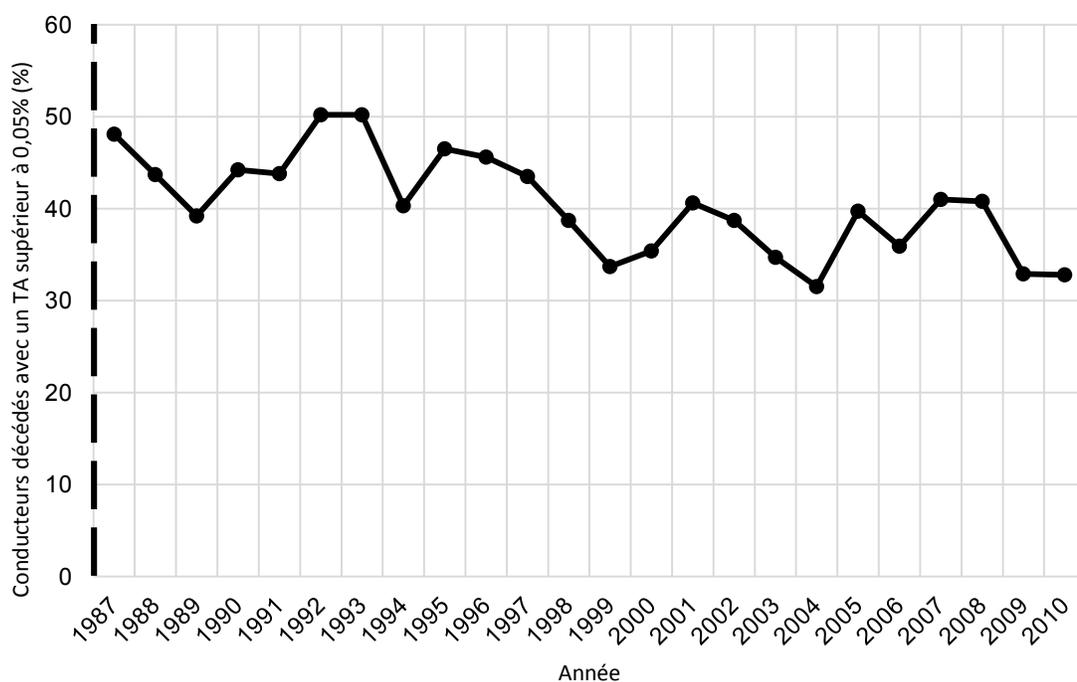
En résumé, le côté légal et les sanctions en matière de sécurité routière demeure un sujet d'actualité au Québec et ailleurs. Cette problématique touche des conducteurs de tous âges et concerne la population en entier. Nous espérons avoir ouvert la voie à d'autres articles, projets et recherches donnant la possibilité d'améliorer le bilan routier au Québec.

Annexe A : Analyses descriptives

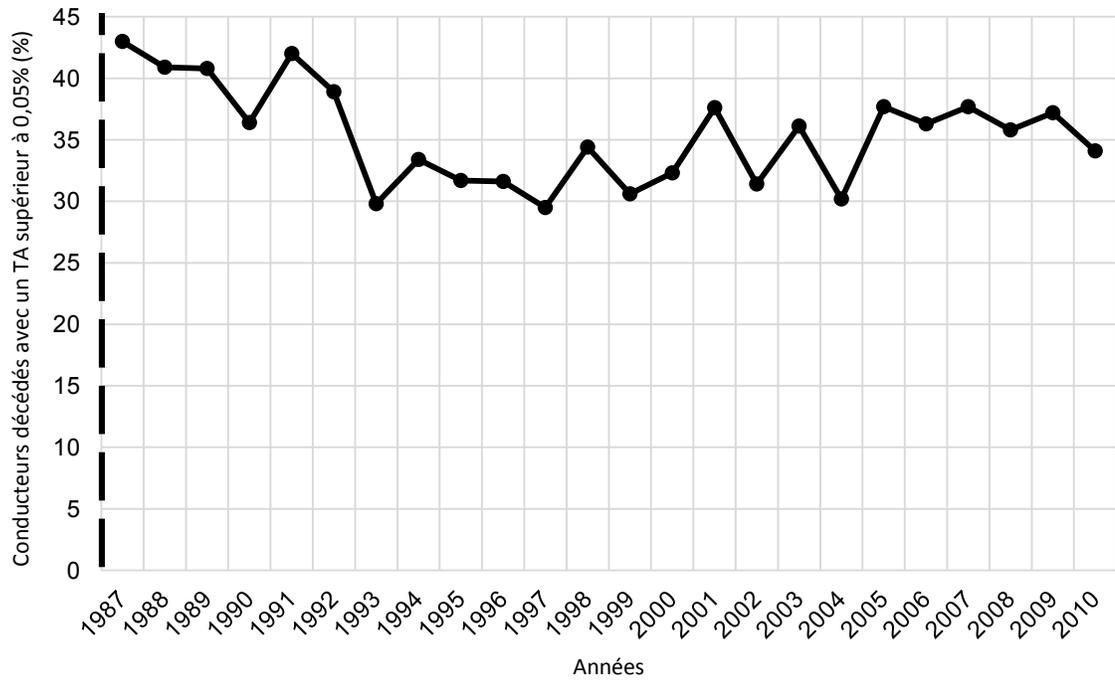
Légende :

- — — — Introduction d'une loi abaissant le TA à au moins 0.05% avant 1987
- Introduction d'une loi abaissant le TA à au moins 0.05% entre 1987 et 2010
- . . — . . Modification d'une loi abaissant le TA à au moins 0,05% entre 1987 et 2010

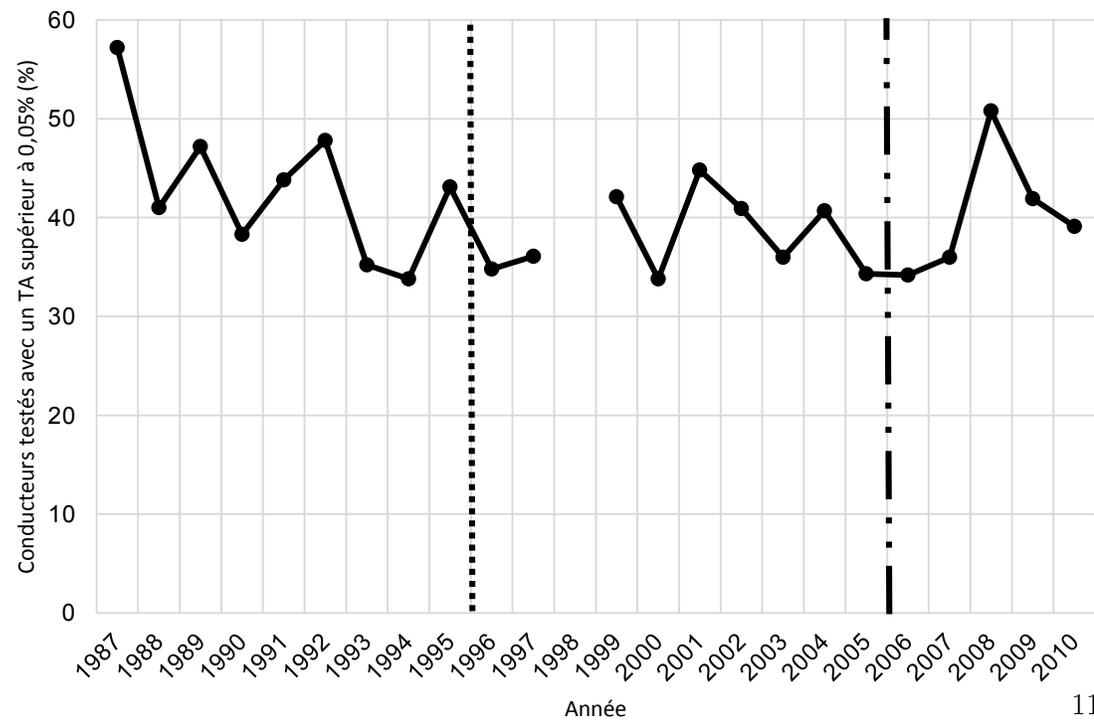
Annexe A.1: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% en Colombie-Britannique de 1987 à 2010



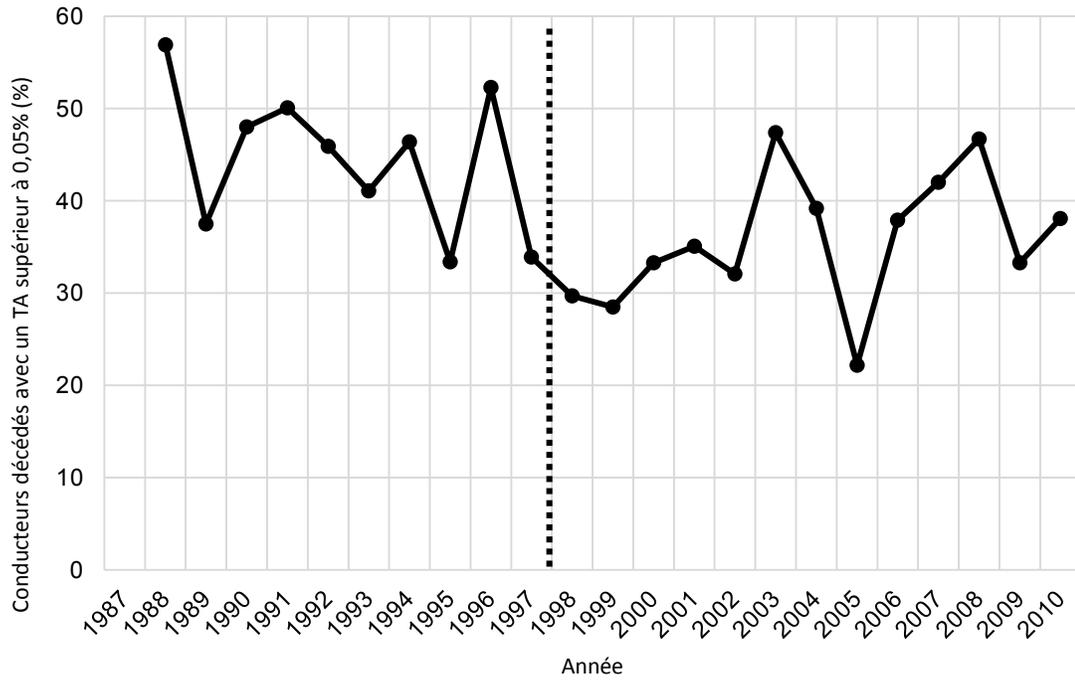
Annexe A.2: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% en Alberta de 1987 à 2010



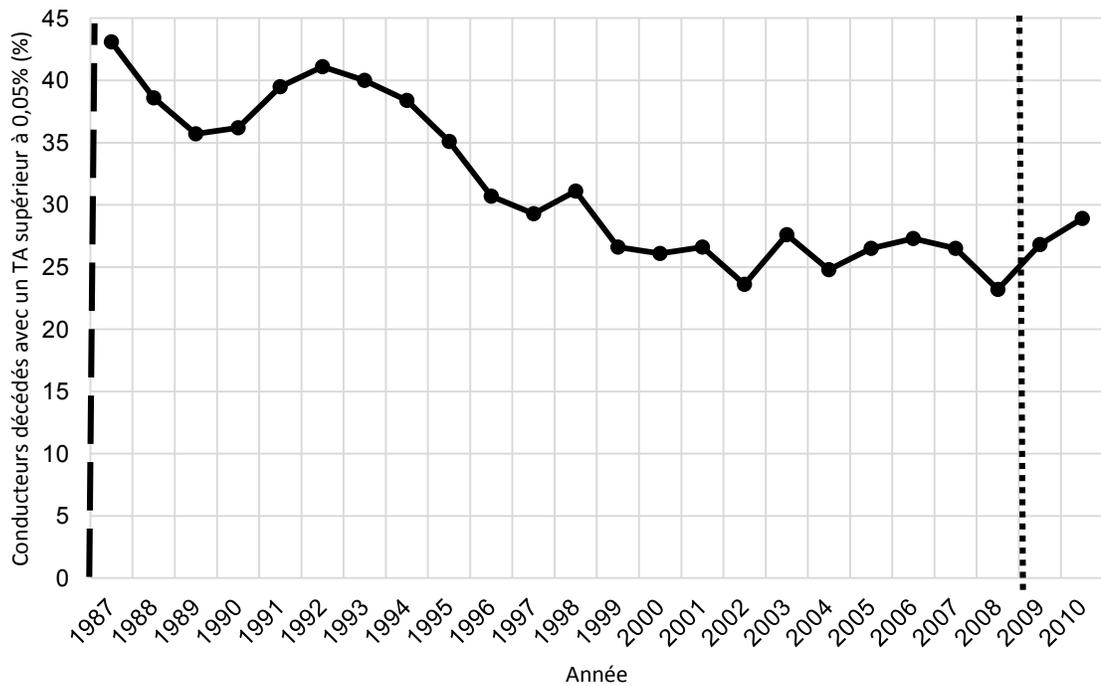
Annexe A.3: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% en Saskatchewan de 1987 à 2010



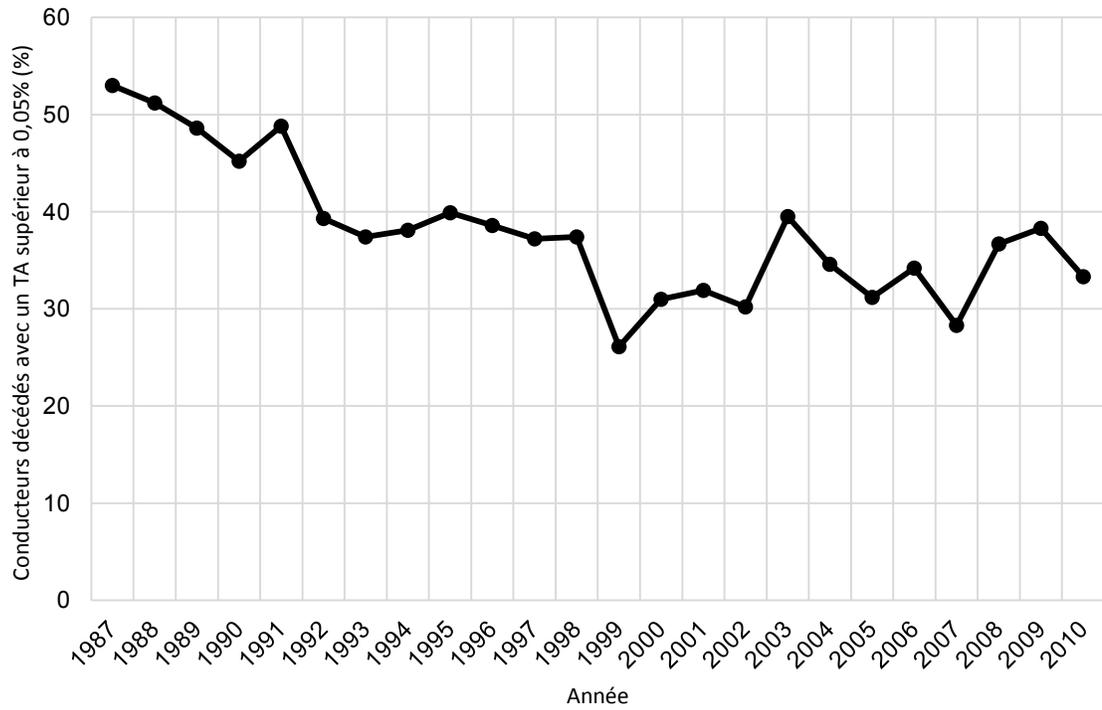
Annexe A.4: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% au Manitoba de 1987 à 2010



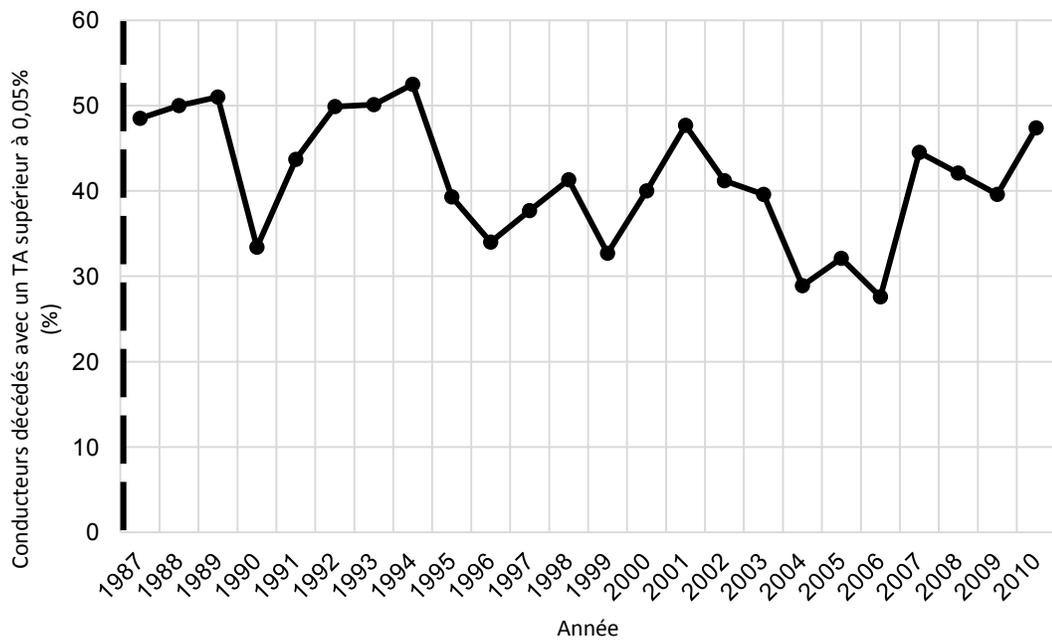
Annexe A.5: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% en Ontario de 1987 à 2010



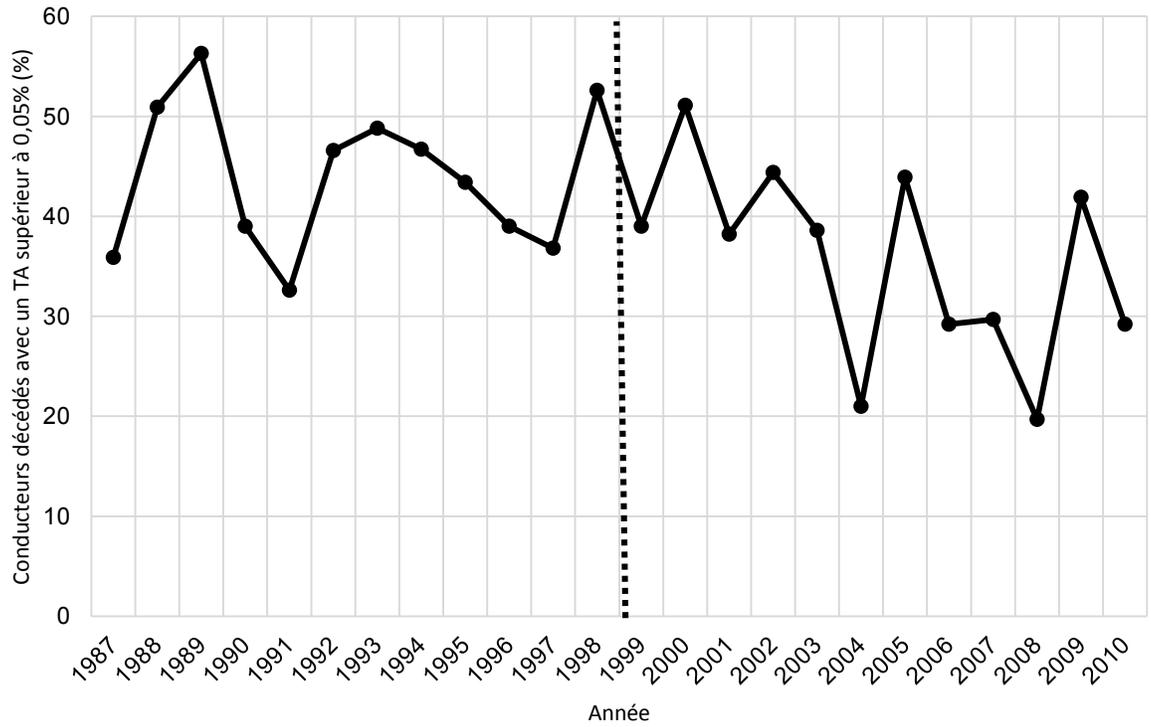
Annexe A.6: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% au Québec de 1987 à 2010



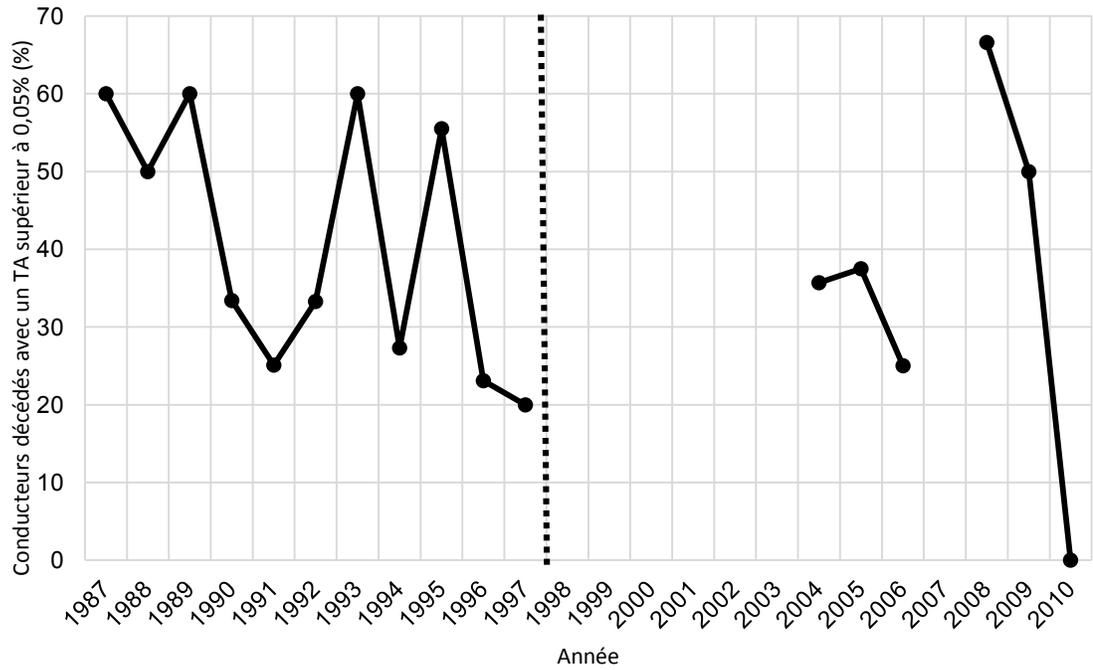
Annexe A.7: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% au Nouveau-Brunswick de 1987 à 2010



Annexe A.8: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% en Nouvelle-Écosse de 1987 à 2010



Annexe A.9: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% à l'Île du Prince-Édouard de 1987 à 2010



Annexe A.10: Pourcentage de conducteurs testés au-dessus de la limite de 0,05% à Terre-Neuve de 1987 à 2010



Annexe B : Résultats : sorties SAS

Annexe B.1 : Résultats complets du modèle avec effet fixe pour la structure de covariances variance components (loi05_1, loi05_2, loi05_3)

Sorties SAS Page /
The Mixed Procedure

Model Information

Data Set	MEMOIRE.ANALYSES_TOUT
Dependent Variable	PTA_05
Covariance Structure	Variance Components
Subject Effect	PROV
Estimation Method	REML
Residual Variance Method	Parameter
Fixed Effects SE Method	Model-Based
Degrees of Freedom Method	Between-Within

Class Level Information

Class Levels Values

PROV	10	1	2	3	4	5	7	8	9	10	6			
AN	24	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
		2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010		

Dimensions

Covariance Parameters	1
Columns in X	16
Columns in Z	0
Subjects	10
Max Obs Per Subject	24
Observations Used	231
Observations Not Used	9
Total Observations	240

Iteration History

Iteration	Evaluations	-2 Res	Log Like	Criterion
0				
1			1566.11440634	

Iteration History

Iteration Evaluations -2 Res Log Like Criterion
 1 1 1566.11440634 0.00000000

Convergence criteria met.

Covariance Parameter Estimates

Cov Parm	Subject	Estimate	Standard Error	Z Value	Pr > Z	Alpha	Lower	Upper
AN	PROV	62.2026	5.9716	10.42	<.0001	0.05	50.4984	73.9068

Fit Statistics

-2 Res Log Likelihood 1566.1
 AIC (smaller is better) 1568.1
 AICC (smaller is better) 1568.1
 BIC (smaller is better) 1568.4

Null Model Likelihood Ratio Test

DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
0	0.00	1.0000

Solution for Fixed Effects

Effect	PROV	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper
Intercept		12.8166	9.8151	1	1.31	0.4161	0.05	-111.90	137.53
PROV	CB	5.6011	2.4604	1	2.28	0.2635	0.05	-25.6609	36.8631
PROV	AL	-1.2533	2.3101	1	-0.54	0.6836	0.05	-30.6064	28.0999
PROV	SK	9.9597	3.3653	1	2.96	0.2074	0.05	-32.7999	52.7193
PROV	MA	8.4138	2.9118	1	2.89	0.2121	0.05	-28.5842	45.4117
PROV	ON	-4.2961	2.4405	1	-1.76	0.3289	0.05	-35.3059	26.7137
PROV	NB	0
PROV	NE	7.9306	2.8289	1	2.80	0.2181	0.05	-28.0138	43.8750
PROV	IPE	6.3894	3.0012	1	2.13	0.2796	0.05	-31.7445	44.5233
PROV	TN	2.8442	2.6362	1	1.08	0.4758	0.05	-30.6514	36.3398
PROV	QC	0
year		-0.3556	0.1039	216	-3.42	0.0007	0.05	-0.5603	-0.1509
BIERE		0.3124	0.09615	216	3.25	0.0013	0.05	0.1229	0.5019
LOI05_1		-3.6374	1.9139	216	-1.90	0.0587	0.05	-7.4098	0.1350
LOI05_2		4.1303	3.4509	216	1.20	0.2327	0.05	-2.6715	10.9321
LOI05_3		8.1061	2.6766	1	3.03	0.2030	0.05	-25.9039	42.1160

Type 3 Tests of Fixed Effects

Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
PROV	8	1	5.61	0.3160
year	1	216	11.72	0.0007
BIERE	1	216	10.56	0.0013
LOI05_1	1	216	3.61	0.0587
LOI05_2	1	216	1.43	0.2327
LOI05_3	0	.	.	.

**Annexe B.2 : Résultats complets du modèle avec effet aléatoire
pour la structure de covariances variance components (loi05_1,
loi05_2, loi05_3)**

Sorties SAS
The Mixed Procedure
Model Information

Page /

Data Set	MEMOIRE.ANALYSES_TOUT
Dependent Variable	PTA_05
Covariance Structure	Variance Components
Subject Effect	PROV
Estimation Method	REML
Residual Variance Method	Profile
Fixed Effects SE Method	Model-Based
Degrees of Freedom Method	Containment

Class Level Information

Class Levels Values

PROV	10	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
------	----	---	---	---	---	---	---	---	---	---	----

Dimensions

Covariance Parameters	2
Columns in X	6
Columns in Z Per Subject	1
Subjects	10
Max Obs Per Subject	24
Observations Used	231
Observations Not Used	9
Total Observations	240

Iteration History

Iteration	Evaluations	-2 Res Log Like	Criterion
0	1	1635.66773252	
1	2	1617.01847536	0.00007829
2	1	1616.96599216	0.00000309
3	1	1616.96408228	0.00000001

Convergence criteria met.

Covariance Parameter Estimates

Cov Parm	Subject	Estimate	Standard Error	Z Value	Pr > Z	Alpha	Lower	Upper
Intercept	PROV	17.5865	11.3555	1.55	0.1214	0.05	-4.6698	39.8429
Residual		62.3990	6.0079	10.39	<.0001	0.05	52.1152	76.0760

Fit Statistics

-2 Res Log Likelihood	1617.0
AIC (smaller is better)	1621.0
AICC (smaller is better)	1621.0
BIC (smaller is better)	1621.6

Null Model Likelihood Ratio Test

DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
1	18.70	<.0001

Solution for Fixed Effects

Effect	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper
Intercept	25.4916	201.68	8	4.25	0.0028	0.05	392.34	1322.49
LOI05_1	-2.6313	1.8358	217	-1.43	0.1532	0.05	-6.2495	0.9870
LOI05_2	4.6835	3.3951	217	1.38	0.1692	0.05	-2.0082	11.3752
LOI05_3	-1.5430	3.1936	217	-0.48	0.6295	0.05	-7.8374	4.7514
year	-0.4189	0.09981	217	-4.20	<.0001	0.05	-0.6156	-0.2222
BIERE	0.2262	0.08643	217	2.62	0.0095	0.05	0.05582	0.3965

Type 3 Tests of Fixed Effects

Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
LOI05_1	1	217	2.05	0.1532
LOI05_2	1	217	1.90	0.1692
LOI05_3	1	217	0.23	0.6295
year	1	217	17.62	<.0001
BIERE	1	217	6.85	0.0095

Annexe B.3 : Résultats complets du modèle avec effet fixe pour la structure de covariances équi-corrélation (loi05_1, loi05_2, loi05_3)

Sorties SAS
The Mixed Procedure
Model Information

Page /

Data Set	MEMOIRE.ANALYSES_TOUT
Dependent Variable	PTA_05
Covariance Structure	Compound Symmetry
Subject Effect	PROV
Estimation Method	REML
Residual Variance Method	Profile
Fixed Effects SE Method	Model-Based
Degrees of Freedom Method	Between-Within

Class Level Information

Class Levels Values

PROV	10	1	2	3	4	5	7	8	9	10	6			
AN	24	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
		2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010		

Dimensions

Covariance Parameters	2
Columns in X	16
Columns in Z	0
Subjects	10
Max Obs Per Subject	24
Observations Used	231
Observations Not Used	9
Total Observations	240

Iteration History

Iteration	Evaluations	-2 Res	Log Like	Criterion
0	1	1566.11440634		
1	1	1566.11440634	0.00000000	

Convergence criteria met but final hessian is not positive definite.

Covariance Parameter Estimates

Cov Parm	Subject	Estimate	Standard Error	Z Value	Pr > Z	Alpha	Lower	Upper
CS	PROV	7.7753	0.7465	10.42	<.0001	0.05	6.3123	9.2384
Residual		62.2026	5.9716	10.42	<.0001	0.05	51.9770	75.7909

Fit Statistics

-2 Res Log Likelihood	1566.1
AIC (smaller is better)	1570.1
AICC (smaller is better)	1570.2
BIC (smaller is better)	1570.7

Null Model Likelihood Ratio Test

DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
1	0.00	1.0000

Solution for Fixed Effects

Effect	PROV	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper
Intercept		12.8166	10.2035	1	1.26	0.4280	0.05	-116.83	142.46
PROV	CB	5.6011	4.6480	1	1.21	0.4410	0.05	-53.4576	64.6598
PROV	AL	-1.2533	4.5703	1	-0.27	0.8296	0.05	-59.3241	56.8176
PROV	SK	9.9597	5.1842	1	1.92	0.3055	0.05	-55.9114	75.8308
PROV	MA	8.4138	4.9020	1	1.72	0.3358	0.05	-53.8716	70.6991
PROV	ON	-4.2961	4.6375	1	-0.93	0.5243	0.05	-63.2217	54.6295
PROV	NB	0
PROV	NE	7.9306	4.8532	1	1.63	0.3496	0.05	-53.7348	69.5960
PROV	IPE	6.3894	4.9556	1	1.29	0.4200	0.05	-56.5774	69.3562
PROV	TN	2.8442	4.7434	1	0.60	0.6561	0.05	-57.4266	63.1150
PROV	QC	0
year		-0.3556	0.1039	216	-3.42	0.0007	0.05	-0.5603	-0.1509
BIERE		0.3124	0.09615	216	3.25	0.0013	0.05	0.1229	0.5019
LOI05_1		-3.6374	1.9139	216	-1.90	0.0587	0.05	-7.4098	0.1350
LOI05_2		4.1303	3.4509	216	1.20	0.2327	0.05	-2.6715	10.9321
LOI05_3		8.1061	2.6766	1	3.03	0.2030	0.05	-25.9039	42.1160

Type 3 Tests of Fixed Effects

Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
PROV	8	1	1.92	0.5092
year	1	216	11.72	0.0007
BIERE	1	216	10.56	0.0013

Type 3 Tests of Fixed Effects

Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
LOI05_1	1	216	3.61	0.0587
LOI05_2	1	216	1.43	0.2327
LOI05_3	0	.	.	.

Annexe B.4 : Résultats complets du modèle avec effet fixe pour la structure de covariances AR(1) (loi05_1, loi05_2, loi05_3)

Sorties SAS
The Mixed Procedure

Page /

Model Information

Data Set	MEMOIRE.ANALYSES_TOUT
Dependent Variable	PTA_05
Covariance Structure	Autoregressive
Subject Effect	PROV
Estimation Method	REML
Residual Variance Method	Profile
Fixed Effects SE Method	Model-Based
Degrees of Freedom Method	Between-Within

Class Level Information

Class Levels Values

PROV	10	1	2	3	4	5	7	8	9	10	6			
AN	24	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
		2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010		

Dimensions

Covariance Parameters	2
Columns in X	16
Columns in Z	0
Subjects	10
Max Obs Per Subject	24
Observations Used	231
Observations Not Used	9
Total Observations	240

Iteration History

Iteration	Evaluations	-2 Res	Log Like	Criterion
0	1	1566.11440634		
1	2	1565.68575616	0.00000000	

Convergence criteria met.

Covariance Parameter Estimates

Cov Parm	Subject	Estimate	Standard Error	Z Value	Pr > Z	Alpha	Lower	Upper
AR(1)	PROV	0.05006	0.07678	0.65	0.5144	0.05	-0.1004	0.2005
Residual		62.5959	6.0978	10.27	<.0001	0.05	52.1740	76.5035

Fit Statistics

-2 Res Log Likelihood	1565.7
AIC (smaller is better)	1569.7
AICC (smaller is better)	1569.7
BIC (smaller is better)	1570.3

Null Model Likelihood Ratio Test

DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
1	0.43	0.5127

Solution for Fixed Effects

Effect	PROV	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper
Intercept		12.9160	10.2537	1	1.26	0.4272	0.05	-117.37	143.20
PROV	CB	5.5708	2.5867	1	2.15	0.2767	0.05	-27.2958	38.4373
PROV	AL	-1.2634	2.4308	1	-0.52	0.6949	0.05	-32.1496	29.6228
PROV	SK	10.0228	3.5237	1	2.84	0.2152	0.05	-34.7497	54.7954
PROV	MA	8.4656	3.0534	1	2.77	0.2204	0.05	-30.3314	47.2626
PROV	ON	-4.3125	2.5662	1	-1.68	0.3417	0.05	-36.9185	28.2936
PROV	NB	0
PROV	NE	7.9146	2.9681	1	2.67	0.2284	0.05	-29.7982	45.6273
PROV	IPE	6.3696	3.1427	1	2.03	0.2918	0.05	-33.5627	46.3018
PROV	TN	2.8940	2.7675	1	1.05	0.4858	0.05	-32.2707	38.0587
PROV	QC	0
year		-0.3552	0.1085	216	-3.27	0.0012	0.05	-0.5690	-0.1414
BIERE		0.3115	0.1004	216	3.10	0.0022	0.05	0.1136	0.5094
LOI05_1		-3.7439	1.9952	216	-1.88	0.0619	0.05	-7.6765	0.1888
LOI05_2		4.0972	3.5769	216	1.15	0.2533	0.05	-2.9530	11.1474
LOI05_3		8.0974	2.8108	1	2.88	0.2177	0.05	-27.6178	43.8125

Type 3 Tests of Fixed Effects

Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
PROV	8	1	5.10	0.3303
year	1	216	10.72	0.0012
BIERE	1	216	9.62	0.0022

Type 3 Tests of Fixed Effects

Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
LOI05_1	1	216	3.52	0.0619
LOI05_2	1	216	1.31	0.2533
LOI05_3	0	.	.	.

Bibliographie

- Abdel-Aty, M. A., & Abdelwahab, H. T. (2000). Exploring the relationship between alcohol and the driver characteristics in motor vehicle accidents. *Accident Analysis & Prevention*, 32(4), 473-482
- April, N., Bégin, C., & Morin, R. (2010). *La consommation d'alcool et la santé publique au Québec*: Institut national de santé publique du Québec.
- Aragon, Y. (2011). *Séries temporelles avec R: Méthodes et cas*. Springer.
- Assemblée nationale. (2009). Projet de loi no 71 - Loi modifiant de nouveau le Code de la sécurité routière et d'autres dispositions législatives. *Éditeur officiel du Québec*, 16. Récupéré de <http://www.assnat.qc.ca/fr/travaux-parlementaires/projets-loi/projet-loi-71-39-1.html>
- Association des restaurateurs du Québec. (2010). Consultation générale et auditions publiques sur le projet de loi no 71 modifiant de nouveau le code de la sécurité routière et d'autres dispositions législatives. *Mémoire présenté à la Commission des transports et de l'environnement de l'Assemblée nationale du Québec*, 33. Récupéré de http://www.restaurateurs.ca/wp-content/uploads/2012/05/memoire_arq_loi_71-reduction-tx-alcoolemie_Jan_2010.pdf
- Bartl, G., & Esberger, R. (2000). *Effects of lowering the legal BAC limit in Austria*. Paper presented at the Proceedings International Council on Alcohol, Drugs and Traffic Safety Conference.
- Beirness, D. J., & Simpson, H. M. (2002). *The safety impact of lowering the BAC limit for drivers in Canada*.
- Bernat, D. H., Dunsmuir, W., & Wagenaar, A. C. (2004). Effects of lowering the legal BAC to 0.08 on single-vehicle-nighttime fatal traffic crashes in 19 jurisdictions. *Accident Analysis & Prevention*, 36(6), 1089-1097
- Bernhoft, I. M., & Behrendorff, I. (2003). Effect of lowering the alcohol limit in Denmark. *Accident Analysis & Prevention*, 35(4), 515-525

- Blais, É., & Dupont, B. (2004). L'impact des activités policières dans la dissuasion des comportements routiers déviants : une synthèse mondiale des évaluations. *Revue internationale de criminologie et de police technique et scientifique*, *LVII*(4), 456-479
- Blais, É., & Maurice, P. (2010). Réduction de la limite d'alcool permise dans le sang pour la conduite d'un véhicule automobile. Récupéré de http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/1054_abaissementlimitelegale.pdf
- Blais, É., & Ouimet, M. (2005). L'effet des interventions légales sur les accidents mortels et associés à la conduite avec facultés affaiblies au Québec entre 1980 et 2001. *Canadian Journal of Criminology and Criminal Justice/La Revue canadienne de criminologie et de justice pénale*, *47*(3), 545-578
- Brooks, C., & Zaal, D. (1993). *Effects of a reduced alcohol limit for driving*. Paper presented at the Proceedings International Council on Alcohol, Drugs and Traffic Safety Conference.
- CCMTA. (2011). CCMTA STRID 2010 Task - Force Strategy to reduce impaired driving 2010. STRID report: progress in 2010. *CCMTA Road Safety Report Series : Ottawa (Canada) Prepared for the Standing Committee on Road Safety Research and Policies*. Récupéré de http://ccmta.ca/images/publications/pdf/strid_report11.pdf
- Chamberlain, E., & Solomon, R. (2002). The case for a 0.05% criminal law blood alcohol concentration limit for driving. *Injury Prevention*, *8*(Suppl 3), iii1
- Chouinard, T. (2009). Alcool au volant: Québec veut abaisser la limite. *La Presse*. Récupéré de <http://www.lapresse.ca/actualites/justice-et-affaires-criminelles/200912/01/01-926686-alcool-au-volant-quebec-veut-abaisser-la-limite.php>
- Chouinard, T. (2010). Alcool au volant: Québec renonce au 0,05. *La Presse*. Récupéré de <http://www.lapresse.ca/actualites/politique/politique-quebecoise/201012/06/01-4349631-alcool-au-volant-quebec-renonce-au-005.php>
- Compton, R. P., Blomberg, R., Moscowitz, H., Burns, M., Peck, R. C., & Fiorentino, D. (2002). Crash risk of alcohol impaired driving. *Proceedings International Council on Alcohol, Drugs and Traffic Safety Conference, 2002*, 39-44

- Crowder, M. J., & Hand, D. J. (1990). *Analysis of repeated measures* (Vol. 41): CRC Press.
- Deshapriya, E., & Iwase, N. (1996). Are lower legal blood alcohol limits and a combination of sanctions desirable in reducing drunken driver-involved traffic fatalities and traffic accidents? *Accident Analysis & Prevention*, 28(6), 721-731
- Éducaloi. (2014). L'alcool au volant [en ligne]. Récupéré de <http://www.educaloi.qc.ca/capsules/lalcool-au-volant>
- Elder, R. W., Shults, R. A., Sleet, D. A., Nichols, J. L., Thompson, R. S., & Rajab, W. (2004). Effectiveness of mass media campaigns for reducing drinking and driving and alcohol-involved crashes: a systematic review. *American Journal of preventive medicine*, 27(1), 57-65
- Fitzmaurice, G. M., Laird, N. M., & Ware, J. H. (2004). *Applied longitudinal analysis* (Vol. 998): John Wiley & Sons.
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (1988). The alcohol-crash problem in Canada: 1987. *CCMTA Road Safety Report Series*. Récupéré de http://ccmta.ca/fr/english/committees/rsrp/strid/pdf/alcohol_crash98_e.pdf
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (1990). The alcohol-crash problem in Canada: 1988. *CCMTA Road Safety Report Series*
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (1992). The alcohol-crash problem in Canada: 1990. *CCMTA Road Safety Report Series*
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (1993). The alcohol-crash problem in Canada: 1991. *CCMTA Road Safety Report Series*
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (1994). The alcohol-crash problem in Canada: 1992. *CCMTA Road Safety Report Series*
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (1995). The alcohol-crash problem in Canada: 1993. *CCMTA Road Safety Report Series*

- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (1996). The alcohol-crash problem in Canada: 1994. *CCMTA Road Safety Report Series*
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (1997). The alcohol-crash problem in Canada: 1995. *CCMTA Road Safety Report Series*
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (1998). The alcohol-crash problem in Canada: 1996. *CCMTA Road Safety Report Series*
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (1999). The alcohol-crash problem in Canada: 1997. *CCMTA Road Safety Report Series*
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2000a). The alcohol-crash problem in Canada: 1988. *CCMTA Road Safety Report Series*. Récupéré de http://ccmta.ca/fr/english/committees/rsrp/strid/pdf/alcohol_crash98_e.pdf
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2000b). The alcohol-crash problem in Canada: 1998. *CCMTA Road Safety Report Series*
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2001). The alcohol-crash problem in Canada: 1999. *CCMTA Road Safety Report Series*. Récupéré de http://ccmta.ca/fr/english/committees/rsrp/strid/pdf/alcohol_crash99_e.pdf
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2002). The alcohol-crash problem in Canada: 2000. *CCMTA Road Safety Report Series*. Récupéré de http://ccmta.ca/fr/english/committees/rsrp/strid/pdf/alcohol_crash00_e.pdf
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2003). The alcohol-crash problem in Canada: 2001. *CCMTA Road Safety Report Series*. Récupéré de http://ccmta.ca/fr/english/committees/rsrp/strid/pdf/alcohol_crash01_e.PDF
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2004). The alcohol-crash problem in Canada: 2002. *CCMTA Road Safety Report Series*. Récupéré de http://www.tirf.ca/publications/document_request.php?docid=80
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2005). The alcohol-crash problem in Canada: 2003. *CCMTA Road Safety Report Series*. Récupéré de http://ccmta.ca/fr/english/committees/rsrp/strid/pdf/alcohol_crash03_e.PDF

- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2006). The alcohol-crash problem in Canada: 2004. *CCMTA Road Safety Report Series*. Récupéré de http://ccmta.ca/fr/english/committees/rsrp/strid/pdf/alcohol_crash04_e.PDF
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2008). The alcohol-crash problem in Canada: 2005. *CCMTA Road Safety Report Series*. Récupéré de http://www.tirf.ca/publications/PDF_publications/alcohol_crash05_e.pdf
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2009). The alcohol-crash problem in Canada: 2006. *CCMTA Road Safety Report Series*. Récupéré de http://ccmta.ca/fr/english/committees/rsrp/strid/pdf/alcohol_crash06_e.PDF
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2010a). The alcohol-crash problem in Canada: 2007. *CCMTA Road Safety Report Series*. Récupéré de http://ccmta.ca/fr/english/committees/rsrp/strid/pdf/alcohol_crash07_e.PDF
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2010b). The alcohol-crash problem in Canada: 2008. *CCMTA Road Safety Report Series*. Récupéré de http://ccmta.ca/fr/english/committees/rsrp/strid/pdf/alcohol_crash08_e.PDF
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2011). The alcohol-crash problem in Canada: 2009. *CCMTA Road Safety Report Series*. Récupéré de http://ccmta.ca/fr/english/committees/rsrp/strid/pdf/alcohol_crash09_e.PDF
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2013a). The alcohol-crash problem in Canada: 2010. *CCMTA Road Safety Report Series*. Récupéré de http://www.tirf.ca/publications/PDF_publications/2010_Alcohol_Crash_Problem_Report_4_FINAL.pdf
- Fondation de recherches sur les blessures de la route. (2013b). Sondage sur la sécurité routière de 2013 - L'alcool au volant au Canada. 9. Récupéré de http://www.tirf.ca/publications/PDF_publications/2013_RSM_Drinking_and_Driving_FR_1.pdf
- Frees, E. W. (2004). *Longitudinal and panel data: analysis and applications in the social sciences*. Cambridge University Press.

- Henstridge, J., Homel, R., & Mackay, P. M. (1997). *The long-term effects of random breath testing in four Australian states: a time series analysis*: Federal Office of Road Safety.
- Hingson, R., Heeren, T., & Winter, M. (1996). Lowering state legal blood alcohol limits to 0.08%: the effect on fatal motor vehicle crashes. *American Journal of Public Health, 86*(9), 1297-1299
- Homel, R. (1994). Drink-driving law enforcement and the legal blood alcohol limit in New South Wales. *Accident Analysis & Prevention, 26*(2), 147-155
- House of commons standing committee on justice and human rights. (1999). Towards eliminating impaired driving. *Ottawa: Publications Service*, 160. Récupéré de <http://www.parl.gc.ca/HousePublications/Publication.aspx?DocId=1031597&Language=E&Mode=1&Parl=36&Ses=1>
- Kloeden, Moore, & McLean. (1994). Estimated and measured blood alcohol levels in night time driving population. *Drug and Alcohol Review, 13*, 8
- Larocque, D. (2012). Analyse de données longitudinales et de survie - Recueil deuxième partie du cours. *HEC Montréal*, 240
- Mann, R. E., Smart, R. G., Stoduto, G., Adlaf, E. M., Vingilis, E., Beirness, D., & Lamble, R. (2000). Changing drinking-and-driving behaviour: the effects of Ontario's administrative driver's licence suspension law. *Canadian Medical Association Journal, 162*(8), 1141-1142
- McLean, A., Kloeden, C., McColl, R., & Laslett, R. (1995). *Reduction in the legal blood alcohol limit from 0.08 to 0.05: effects on drink driving and alcohol-related crashes in Adelaide*. Paper presented at the Proceedings International Council on Alcohol, Drugs and Traffic Safety Conference.
- Mercier-Guyon, C. (1998). *Lowering the BAC limit to 0.05: Results of the French experience*. Paper presented at the Transportation Research Board 77th Annual Meeting, Jan 11–15, 1998 Washington, DC. Paper presented at the Transportation Research Board 77th Annual Meeting.

- Ministère de l'intérieur, R. f. (2014). Alcolémie [en ligne]. Récupéré de <http://www.securite-routiere.gouv.fr/connaitre-les-regles/reglementation-et-sanctions/alcool>
- Moskowitz, H., & Fiorentino, D. (2000). A review of the literature on the effects of low doses of alcohol on driving-related skills.
- Moskowitz, H., & Robinson, C. (1988). Effects of low doses of alcohol on driving-related skills: A review of the evidence.
- Moskowitz, H., Zador, P., Smiley, A., Fiorentino, D., & Burns, M. (2000). Driver Characteristics and Impairment at Various BAC's: Washington, DC: National Highway Traffic Safety Administration.
- Ott, R., & Longnecker, M. (2008). *An introduction to statistical methods and data analysis*: Cengage Learning.
- Pelchat, P. (2009). Taux d'alcool au volant de 0,05: Québec fonce [en ligne]. *Le Soleil*. Récupéré de <http://www.lapresse.ca/le-soleil/actualites/politique/200911/30/01-926621-taux-dalcool-au-volant-de-005-quebec-fonce.php>
- Posada, D., & Buckley, T. R. (2004). Model selection and model averaging in phylogenetics: advantages of Akaike information criterion and Bayesian approaches over likelihood ratio tests. *Systematic biology*, 53(5), 793-808
- Roehrs, T., Beare, D., Zorick, F., & Roth, T. (1994). Sleepiness and ethanol effects on simulated driving. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 18(1), 154-158
- Shults, R. A., Elder, R. W., Sleet, D. A., Nichols, J. L., Alao, M. O., Carande-Kulis, V. G., . . . Thompson, R. S. (2001). Reviews of evidence regarding interventions to reduce alcohol-impaired driving. *American Journal of preventive medicine*, 21(4), 66-88
- Smith, & Popham, R. (1951). Blood Alcohol in Accidents. *Canadian Medical Association Journal*, 65(4), 325
- Smith, D. I. (1988). Effect on traffic safety of introducing a 0.05% blood alcohol level in Queensland, Australia. *Medicine, Science and the Law*, 28(2), 165-170

- Société de l'assurance automobile du Québec. (2012). Bilan routier 2012. 26. Récupéré de http://www.saaq.gouv.qc.ca/publications/prevention/bilan_routier_2012/bilan_routier.pdf
- Société de l'assurance automobile du Québec. (2013a). Facultés affaiblies – Ne conduisez pas! Récupéré de http://www.saaq.gouv.qc.ca/documents/documents_pdf/prevention/facultes_affaiblies.php
- Société de l'assurance automobile du Québec. (2013b). Lois et règlements [en ligne]. Récupéré de <http://www.saaq.gouv.qc.ca/lois/index.php>
- Société de l'assurance automobile du Québec. (2014). Sécurité routière - Alcool au volant [en ligne].Récupéré de http://www.saaq.gouv.qc.ca/securite_routiere/comportements/alcool/
- Statistique Canada. (2007). Taux de chômage - Partie B: Définition détaillée [en ligne]. Récupéré de <http://www12.statcan.gc.ca/census-zecensement/2006/ref/dict/pop125-fra.cfm>
- Statistique Canada. (2014). Population par année, par province et territoire (Nombre) [en ligne]. Récupéré de <http://www.statcan.gc.ca/tables-tableaux/sum-som/l02/cst01/demo02a-fra.htm>
- Table québécoise de la sécurité routière. (2007). Pour améliorer le bilan routier - Premier rapport de recommandations de la Table québécoise de la sécurité routière. 54. Récupéré de [http://www.securite-routiere.qc.ca/Documents/1er%20Rapport%20\(2007\).pdf](http://www.securite-routiere.qc.ca/Documents/1er%20Rapport%20(2007).pdf)
- Table québécoise de la sécurité routière. (2009a). Deuxième rapport de recommandations - Pour poursuivre l'amélioration du bilan routier. 60. Récupéré de <http://www.raptccq.com/documentation/recommandations-de-la-table-quebecoise-de-securite-routiere-2e-rapport-fr.pdf>
- Table québécoise de la sécurité routière. (2009b). Troisième rapport de recommandations - Pour des routes de plus en plus sécuritaires. 59. Récupéré de http://www.securite-routiere.qc.ca/Documents/TQSR_rapport_complet_web.pdf

- Tippetts, A. S., Voas, R. B., Fell, J. C., & Nichols, J. L. (2005). A meta-analysis of 08 BAC laws in 19 jurisdictions in the United States. *Accident Analysis & Prevention*, 37(1), 149-161
- Vingilis, E., Bleggen, H., Lei, H., Sykora, K., & Mann, R. (1988). An evaluation of the deterrent impact of Ontario's 12-hour licence suspension law. *Accident Analysis & Prevention*, 20(1), 9-17
- Voas, R. B., Tippetts, A. S., & Fell, J. (2000). The relationship of alcohol safety laws to drinking drivers in fatal crashes. *Accident Analysis & Prevention*, 32(4), 483-492