

# Mobilité et changements climatiques

VOLUME 2

Bilan et analyse des déterminants des émissions de gaz  
à effet de serre associées aux déplacements des ménages  
de la ville de Québec

**ENVIRONNEMENT**

**ÉTUDES ET RECHERCHES  
EN TRANSPORT**



**MOBILITÉ ET CHANGEMENTS CLIMATIQUES  
VOLUME 2 : BILAN ET ANALYSE DES DÉTERMINANTS  
DES ÉMISSIONS DE GAZ À EFFET DE SERRE  
ASSOCIÉES AUX DÉPLACEMENTS DES MÉNAGES DE  
LA VILLE DE QUÉBEC**

Philippe Barla  
Centre de données et d'analyse sur les transports et  
Institut Environnement, Développement et Société  
Département d'économique  
Université Laval  
Tél. : 418 656-7707  
Courriel : [philippe.barla@ecn.ulaval.ca](mailto:philippe.barla@ecn.ulaval.ca)

Luis F. Miranda-Moreno  
Département de génie civil et de mécanique appliquée  
Université McGill  
Tél. : 514 398-6589  
Courriel : [luis.miranda-moreno@mcgill.ca](mailto:luis.miranda-moreno@mcgill.ca)

Nikolas Savard-Duquet  
Centre de données et d'analyse sur les transports et  
Institut Environnement, Développement et Société  
Département d'économique  
Université Laval  
Tél. : 418 656-5122  
Courriel : [nikolas.savard-duquet.1@ulaval.ca](mailto:nikolas.savard-duquet.1@ulaval.ca)

Martin Lee-Gosselin  
CRAD, Université Laval  
Tél. : 418 656-2131, poste 2578  
Courriel : [martin.lee-gosselin@crad.ulaval.ca](mailto:martin.lee-gosselin@crad.ulaval.ca)

Réalisé pour le compte du ministère des Transports du Québec et de l'Institut  
en environnement, développement et société

Avril 2010

La présente étude a été réalisée à la demande du ministère des Transports du Québec et a été financée par la Direction de l'environnement et de la recherche du Ministère et par l'Institut Environnement, Développement et Société de l'Université Laval.

Les opinions exprimées dans le présent rapport reflètent le point de vue de leurs auteurs et n'engagent aucunement le ministère des Transports du Québec ou l'Institut Environnement, Développement et Société.

Toute référence à une loi ou à un règlement n'est présentée qu'à titre indicatif et ne doit en aucun cas être invoquée pour justifier des actions ou des décisions. Le lecteur est invité à se référer à la version officielle des textes légaux ou réglementaires en vigueur.

Soucieux de protéger l'environnement, le ministère des Transports du Québec favorise l'utilisation de papier fabriqué à partir de fibres recyclées pour la production de ses imprimés et encourage le téléchargement de cette publication.

Imprimé sur du papier Rolland Enviro100 contenant 100 % de fibres recyclées postconsommation, certifié Éco-Logo, procédé sans chlore, FSC recyclé et fabriqué à partir d'énergie biogaz.



100 %



© Université Laval, 2010

ISBN 978-2-550-59688-2 (imprimé)

ISBN 978-2-550-59689-9 (PDF)

Dépôt légal – 2011

Bibliothèque et Archives nationales du Québec

Bibliothèque et Archives Canada

Tous droits réservés. La reproduction de ce document par procédé mécanique ou électronique, y compris la microreproduction, et sa traduction, même partielles sont interdites sans l'autorisation écrite des Publications du Québec.



Titre et sous-titre du rapport <b>MOBILITÉ ET CHANGEMENTS CLIMATIQUES</b> <b>VOLUME 2 : BILAN ET ANALYSE DES DÉTERMINANTS DES ÉMISSIONS DE GAZ À EFFET DE SERRE ASSOCIÉES AUX DÉPLACEMENTS DES MÉNAGES</b>		N° du rapport Transports Québec <b>RTQ-10-02</b>	
		Date de publication du rapport (Année-Mois) <b>2010-11</b>	
Titre du projet de recherche <b>MOBILITÉ ET CHANGEMENTS CLIMATIQUES</b>		N° du contrat (RRDD-AA-CCXX) <b>4502-08-RB01</b>	N° de projet ou dossier <b>R637.1</b>
Responsable de recherche <b>P<sup>r</sup> Philippe Barla, Université Laval</b>		Date du début de la recherche <b>Juin 2008</b>	Date de fin de la recherche <b>Avril 2010</b>
Auteur(s) du rapport <b>Barla, Philippe, Luis F. Miranda-Moreno et coll.</b>			
Chargé de projet, direction <b>André Babin, Direction de la planification et coordination des ressources (DGMO)</b>		Coût total de l'étude <b>30 000 \$</b>	
Étude ou recherche réalisée par (nom et adresse de l'organisme) <b>Centre de données et d'analyse sur les transports (CDAT) Université Laval, Département d'économique 1025, av. des Sciences-humaines Québec (Québec) G1V 0A6</b>		Étude ou recherche financée par (nom et adresse de l'organisme) <b>Direction de l'environnement et de la recherche Ministère des Transports 930, chemin Ste-Foy, 6e étage Québec (Québec) G1S 4X9</b>	
<p><b>Problématique</b> La mobilité des personnes et des marchandises constitue une source importante et croissante d'émissions de gaz à effet de serre (GES). La réduction de celles-ci est un objectif difficile à atteindre puisque les activités de transport constituent aussi un élément essentiel à la prospérité économique et aux liens sociaux. Afin d'élaborer des politiques de transport durable, il est essentiel de bien comprendre les déterminants de la mobilité et leurs répercussions différenciées sur les émissions de GES. Ce projet de recherche s'inscrit dans cette perspective et s'intéresse plus particulièrement à la mobilité des personnes qui représente plus de 53 % des émissions émanant des transports. Il vise à mieux comprendre les déterminants des émissions de GES produites par les ménages dans leurs activités de déplacements courantes. Cela devrait donc à terme permettre de concentrer les efforts des politiques publiques sur les facteurs les plus importants.</p>			
<p><b>Objectifs</b> Une enquête de type « panel » sur les activités et les déplacements des ménages, menée de 2002 à 2006 auprès d'un échantillon d'environ 250 ménages résidant dans la région de Québec, visait à :</p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1) Établir à un niveau désagrégé un bilan des émissions de gaz à effet de serre produites par la mobilité des ménages en incluant tous les modes de transport;</li> <li>2) Estimer un modèle statistique afin de mesurer les effets de facteurs susceptibles d'expliquer des différences dans le taux d'émissions des répondants. On teste en particulier l'effet des caractéristiques socioéconomiques et des indicateurs de la forme urbaine ainsi que de l'offre de transport en commun.</li> </ol>			
<p><b>Méthodologie</b> Cette recherche analyse directement l'influence des facteurs explicatifs sur le taux des émissions. On estime un modèle de type « forme réduite » où le taux des émissions d'un individu est expliqué en fonction des différents facteurs explicatifs des choix de mobilité. Parmi ceux-ci, on inclut des indicateurs qui caractérisent la forme urbaine et l'offre de transport en commun vers le lieu de résidence et d'emploi. Cela implique que l'on considère que les choix de localisation de l'individu peuvent être vus comme prédéterminés. Cette hypothèse peut être associée au problème bien documenté dans la littérature sous le terme de « biais d'autosélection ». En fait, les décisions de localisation dépendent fort probablement des mêmes déterminants que les choix de mobilité. Il est bien établi qu'une analyse rigoureuse exige une analyse statistique multivariée où la mobilité est expliquée non seulement en fonction de la forme urbaine, mais aussi des caractéristiques socioéconomiques du ménage.</p>			

Résultats et recommandations

Cette étude se divise en deux parties et est donc publiée en deux volumes.

Le volume 1, qui fait l'objet d'une publication distincte sous le titre Formes urbaines et mobilité : que dit la recherche?, examine les évidences empiriques des impacts de la forme urbaine et de l'offre de transport en commun sur le rôle de l'automobile dans la mobilité des ménages.

Le volume 2, qui fait l'objet du présent document, porte sur l'analyse quantitative en tant que telle. Les résultats montrent que les niveaux d'émissions varient considérablement entre les individus (permis de conduire, âge, composition du ménage et revenu). L'impact de la forme urbaine et de l'offre de transport en commun sur le niveau des émissions se révèle assez limité. L'étude montre le rôle déterminant de la structure sociodémographique dans l'évolution future des émissions et les changements majeurs qui seraient requis dans le tissu urbain pour réduire de façon marquée la production d'émissions de GES.

Mots clés Mobilité, émissions, gaz à effet de serre, GES, forme urbaine, modes de transport	Nombre de pages  43	Nombre de références bibliographiques  17	Langue du document <input checked="" type="checkbox"/> Français <input type="checkbox"/> Anglais Autre (spécifier) :
------------------------------------------------------------------------------------------------	---------------------------	-------------------------------------------------	-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

## **REMERCIEMENTS**

Les auteurs tiennent à remercier messieurs **André Babin**, **Alain Bolduc** et **Pierre Tremblay** du ministère des Transports pour leur soutien technique et leurs commentaires dans le cadre de cette étude.

Ils tiennent également à remercier messieurs **Pierre Rondier**, **Louis Alexandre**, **Hugo Leblanc** et **Kevin Manaugh** ainsi que madame **Nathalie Boucher** pour leur aide.



## SOMMAIRE

À partir d'une enquête panel sur les activités et les déplacements des ménages, menée de 2002 à 2006 auprès d'un échantillon d'environ 250 ménages résidant dans la région de Québec, cette recherche vise à :

- 1) Établir à un niveau désagrégé un bilan des émissions de gaz à effet de serre (GES) produites par les déplacements des ménages en incluant tous les modes de transport.
- 2) Estimer un modèle statistique afin de mesurer l'influence de facteurs susceptibles d'expliquer des différences dans les taux d'émission des répondants. Nous testons l'influence des caractéristiques socioéconomiques ainsi que des indicateurs de la forme urbaine (FU) et de l'offre de transport en commun (TC).

Nous estimons que les résidents de Québec produisaient en moyenne 6,7 kg de CO<sub>2</sub>e par jour durant leurs déplacements courants. Le niveau des émissions varie cependant considérablement entre les individus. Notre analyse statistique met en évidence le rôle majeur que jouent les caractéristiques socioéconomiques pour expliquer ces variations. Plus spécifiquement, elle permet de relever les points suivants :

- En moyenne, les personnes sans permis de conduire, celles qui n'occupent pas d'emploi à temps plein et les femmes en général affichent un bilan d'émissions nettement plus modeste;
- À partir de 50 ans, on note une réduction des émissions de GES liées à la mobilité. Après 65 ans, cette baisse est liée au statut de retraité;
- La composition familiale du ménage joue également un rôle important dans le bilan des émissions. Si la présence d'enfants de moins de 16 ans accroît les émissions des adultes, on note surtout des économies d'échelle non négligeables au sein de la famille. Ainsi, un couple produit environ 50 % plus d'émissions qu'un célibataire, toutes autres choses étant égales par ailleurs;
- Un revenu élevé est associé à un bilan d'émissions plus lourd. Cet effet n'est cependant pas toujours statistiquement significatif.

Quant aux conséquences de la forme urbaine et de l'offre de transport en commun, nous montrons que l'effet sur les émissions est assez limité. Par exemple, nous obtenons qu'un accroissement de 10 % de la densité résidentielle dans un quartier aboutirait, au mieux, à une réduction de 2 % les émissions engendrées par les déplacements. Toutefois, comme le tissu urbain peut être très différent entre le centre-ville et la périphérie, cela peut tout de même aboutir à un bilan très différent. Nous montrons par exemple qu'un résident de la périphérie émet en moyenne 74 % plus de GES qu'un résident qui présente les mêmes caractéristiques, mais qui réside au centre-ville. La

densité résidentielle moyenne est cependant huit fois plus importante au centre-ville qu'en périphérie.

Nos résultats ont deux implications importantes pour les politiques publiques. Premièrement, les changements dans la structure sociodémographique de la population devraient jouer un rôle déterminant dans l'évolution future des émissions liées au transport des personnes. Deuxièmement, des changements majeurs dans le tissu urbain semblent nécessaires pour réduire de manière marquée les émissions de GES liées au transport urbain. Cela pose donc la question de l'avantage-coût de telles mesures.

## TABLE DES MATIÈRES

INTRODUCTION.....	1
1. LE CADRE DE L'ANALYSE .....	3
2. LES DONNÉES.....	7
3. BILAN DES ÉMISSIONS DE GES .....	11
4. ANALYSE DESCRIPTIVE.....	15
4.1 Modélisation statistique .....	18
4.2 Analyse de sensibilité .....	27
4.3 Analyse par motif et degré de planification des déplacements ...	34
5. IMPLICATIONS ET CONCLUSIONS .....	39
Annexe A .....	43
Annexe B .....	45
RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES .....	47



## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1. Caractéristiques des trois vagues de l'enquête .....	7
Tableau 2. Comparaison de la structure du panel avec le recensement et les enquêtes origine-destination.....	8
Tableau 3. Statistiques descriptives sur les émissions et les déplacements (moyenne par répondant et par jour) .....	15
Tableau 4. Distribution des déplacements par motif (%).....	17
Tableau 5. Émission moyenne en fonction des principales caractéristiques socioéconomiques du répondant et du ménage .....	18
Tableau 6. Description des facteurs explicatifs .....	20
Tableau 7. Résultats de l'analyse statistique .....	24
Tableau 8. Valeur moyenne et, entre parenthèses, les écarts-types des indicateurs de FU et de TC selon la zone de résidence.....	25
Tableau 9. Impact de la FU et de l'offre de TC lorsque les émissions du TC sont calculées par passager.....	28
Tableau 10. Résultats du modèle avec effets aléatoires et du modèle Tobit.....	30
Tableau 11. Résultats avec la distance domicile-travail.....	33
Tableau 12. Analyse du bilan des émissions selon le motif de déplacement .....	36
Tableau 13. Analyse du bilan des émissions selon le degré de planification .....	38

## LISTE DES FIGURES

Figure 1. L'approche méthodologique.....	4
Figure 2. Émissions moyennes par répondant par jour de la semaine.	16
Figure 3. Émissions moyennes par répondant/jour et par saison .....	16



## INTRODUCTION

La mobilité des personnes et des marchandises constitue une source importante et croissante d'émissions de gaz à effet de serre. Au Québec, les émissions liées aux transports ont crû d'environ 33 % de 1990 à 2006 et représentent aujourd'hui environ 40 % des émissions totales (ministère du Développement durable, de l'Environnement et des Parcs, 2008)<sup>1</sup>. Dans ce contexte, les politiques visant à limiter l'ampleur des changements climatiques se doivent de réduire ou, à tout le moins, de freiner la croissance des émissions liées aux déplacements. Il s'agit cependant d'un objectif difficile à atteindre puisque les activités de transport constituent aussi un élément essentiel de la prospérité économique et des liens sociaux. Le développement d'un système de transport durable vise justement à concilier les dimensions économiques, sociales et environnementales des déplacements.

Afin de développer des politiques de transport durable, il est essentiel de bien comprendre les déterminants de la mobilité et leurs effets différenciés sur les émissions de GES. Cette recherche s'inscrit dans cette perspective et s'intéresse plus particulièrement à la mobilité des personnes qui représentait au Canada, en 2003, plus de 55 % des émissions liées aux transports (Ressources naturelles Canada, 2005). Elle vise à mieux comprendre les déterminants des émissions de GES produites par les ménages dans leurs activités courantes de déplacement. À partir d'une enquête panel sur les activités et les déplacements des ménages, menée dans le cadre du programme de recherche du réseau Canadien de recherche PROCESSUS de 2002 à 2006 auprès d'un échantillon d'environ 250 ménages résidant dans la région de Québec, nous visons deux objectifs principaux :

- 1) Établir à un niveau désagrégé un bilan des émissions de GES produites par les déplacements des ménages en incluant tous les modes de transport;
- 2) Estimer un modèle statistique afin de mesurer l'influence de facteurs susceptibles d'expliquer les variations dans le bilan des émissions des répondants.

À notre connaissance, il s'agit de la première analyse de ce type. De très nombreuses recherches existent sur les déterminants des choix de transport. Par exemple, de nombreux travaux examinent les déterminants du nombre de véhicules possédés par un ménage ou des choix de mode de transport (voir Barla et al., 2009 pour une revue de la littérature). Toutefois, nous n'avons trouvé aucune étude qui examine, à un niveau désagrégé, les déterminants des émissions liées à la mobilité des ménages.

La suite de ce rapport comprend six sections. Le cadre de l'analyse et ses liens avec la littérature sont présentés dans la section 1. Les données sont décrites dans la section 2. La méthodologie appliquée pour calculer le bilan

---

1. La part des transports dans les émissions totales de GES québécoises est particulièrement importante dans la mesure où l'hydroélectricité occupe une place prépondérante dans le bilan énergétique du Québec.

des émissions est détaillée dans la section 3, alors que nous effectuons une analyse descriptive du bilan dans la section 4. L'analyse statistique est décrite dans la section 5. Finalement, nous discutons des implications quant aux politiques publiques et des conclusions dans la section 6.

## 1. LE CADRE DE L'ANALYSE

Le bilan des émissions de GES liées à la mobilité d'un individu est déterminé par une série de décisions relevant de cet individu, comme le nombre et la distance des déplacements effectués, les choix des modes de transport, le type de véhicules utilisés. En fait, les émissions de GES produites par un répondant  $i$  ( $GES_i$ ) durant une période donnée peuvent se factoriser comme suit :

$$GES_i = \left( \alpha_i^{VP} s_i^{VP} + \alpha^{TC} s_i^{TC} + 0 s_i^{NM} \right) D_i$$

avec :

$\alpha_i^{VP}$  : le facteur d'émissions moyen des véhicules privés utilisés par le répondant;

$s_i^{VP}$  : la part des déplacements effectués en véhicule privé;

$\alpha^{TC}$  : le facteur d'émissions du transport en commun (autobus);

$s_i^{TC}$  : la part des déplacements effectués en transport en commun;

$s_i^{NM}$  : la part des déplacements non motorisés (marche, vélo);

$D_i$  : la distance totale de déplacement.

Cette factorisation met en évidence le rôle : i) de l'intensité de la mobilité de l'individu représentée par la distance parcourue ( $D$ ); ii) des parts modales ( $s$ ); et iii) des facteurs d'émissions propres à chaque mode ( $\alpha$ ). En ce qui a trait à ce dernier aspect, l'individu dispose d'un certain contrôle, mais uniquement sur le facteur d'émissions des véhicules privés. En effet, le type de véhicule et les conditions d'utilisation, particulièrement la vitesse, influencent la consommation de carburant et par conséquent le taux des émissions. De nombreuses recherches empiriques ont étudié les facteurs qui expliquent ces différents choix. Dans le cadre du présent projet, une revue de la littérature a été effectuée. Celle-ci s'est particulièrement concentrée sur l'influence de la forme urbaine et l'offre de transport en commun. Puisqu'elle fait l'objet d'un rapport distinct (voir Barla et al., 2010), nous nous limitons ici à en synthétiser les principales conclusions. Les facteurs explicatifs des choix de mobilité peuvent être classés en trois catégories :

- 1) Les caractéristiques socioéconomiques de l'individu et du ménage (p. ex., l'âge, le revenu, le nombre d'adultes et d'enfants);

- 2) La forme urbaine aux lieux de résidence et de travail (p. ex., la densité de logements, d'emplois, de commerces);
- 3) Les caractéristiques des modes de transport et leur accessibilité (p. ex., l'accessibilité aux transports en commun, les temps relatifs des déplacements, les prix).

S'il existe de très nombreuses études, aucune, à notre connaissance, ne teste les effets des facteurs explicatifs directement sur les émissions de GES. En effet, les études actuelles se concentrent généralement sur un ou deux aspects de la mobilité. Par exemple, certaines recherches analysent les déterminants du nombre ou du type de véhicules possédés par les ménages (p. ex., Potoglou et Kanaroglou, 2008; Fang, 2008). D'autres étudient les choix de modes de transport ou la distance parcourue (Bento et al., 2005; Pinjari et al., 2007). Les résultats de ces études ne permettent donc pas directement de déterminer l'influence des facteurs explicatifs sur le bilan des émissions de GES. De plus, les résultats indiquent parfois des effets contradictoires. Par exemple, si le revenu est associé à l'accroissement de la probabilité de posséder et d'utiliser un véhicule privé, il semble également que cela favorise la possession de véhicules plus récents et donc potentiellement plus efficaces sur le plan énergétique. L'effet net sur le bilan des émissions est donc difficile à prévoir. Dans cette recherche, nous visons à analyser directement l'influence des facteurs explicatifs sur les émissions. Nous estimons donc un modèle de type « forme réduite »: les émissions dépendent des différents facteurs explicatifs des choix de mobilité. Le schéma 1 résume l'approche méthodologique que nous adoptons. Cette approche a donc l'avantage de mesurer l'effet net des facteurs explicatifs sur les émissions. Il s'agit aussi d'un inconvénient puisque les résultats ne permettent pas de voir par quels mécanismes un déterminant influence le bilan des émissions.

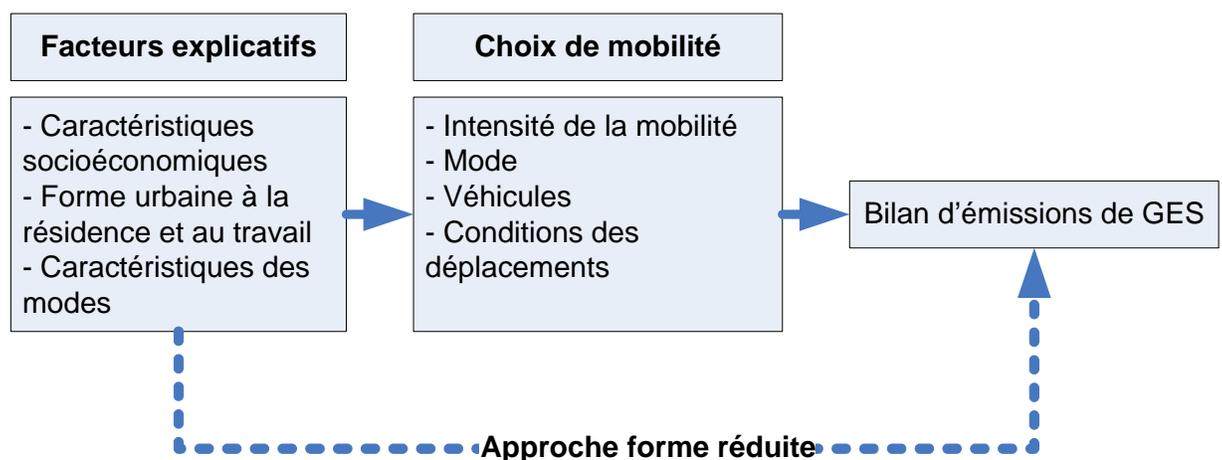


Figure 1. L'approche méthodologique

Parmi les facteurs explicatifs, nous incluons des indicateurs qui caractérisent la forme urbaine et l'offre de transport en commun aux lieux de résidence et d'emploi. Cela implique que l'on considère que les choix de localisation de l'individu peuvent être vus comme prédéterminés. Cette hypothèse peut être associée au problème bien documenté dans la littérature sous le terme de « biais d'autosélection ». En fait, les décisions de localisation dépendent fort probablement des mêmes déterminants que les choix de mobilité. Cela signifie, par exemple, que même si l'on observe que les ménages qui habitent des quartiers denses utilisent moins l'automobile, on ne peut pas nécessairement en conclure que la densité réduit la dépendance à l'automobile. En effet, il est possible que les ménages qui n'aiment pas l'automobile choisissent de vivre dans des quartiers où ils peuvent s'en passer et que les ménages qui préfèrent les quartiers moins denses soient aussi ceux qui désirent l'indépendance que l'automobile procure. Dans ces exemples, la forme urbaine et la mobilité sont déterminées par des facteurs communs, ce qui génère une corrélation associative qui n'a rien cependant d'un lien de causalité. Dans ce contexte, une politique de densification modifierait la composition de la population du quartier plutôt que de modifier les comportements de mobilité de ses résidents. Une analyse simple de corrélation entre la FU et la mobilité risque donc de fournir une image biaisée qu'il serait dangereux d'utiliser pour prévoir l'influence de politiques publiques de densification. Il est maintenant bien établi qu'une analyse rigoureuse exige une analyse statistique multivariée où la mobilité est expliquée non seulement en fonction de la forme urbaine, mais aussi des caractéristiques socioéconomiques du ménage. Cela dit, même en tenant compte de l'influence des caractéristiques socioéconomiques des ménages, il reste possible que les résultats soient biaisés puisque certaines caractéristiques ou attitudes non observables peuvent encore générer de la corrélation associative. Dans l'exemple ci-dessus, il est possible que le degré d'aversion pour l'automobile ne soit qu'en partie seulement capturé par les caractéristiques socioéconomiques du ménage comme l'âge, le niveau de scolarité, la taille et la composition du ménage. Heureusement, certaines études récentes (Brownstone et Golob, 2009; Bhat et Guo, 2007) montrent que l'on ne peut rejeter l'absence de biais de sélection lorsque l'on tient compte des principales caractéristiques observables des individus et du ménage. Cela justifie donc notre hypothèse de traiter les choix de localisation comme prédéterminés<sup>2</sup>. Au cours de recherches futures, il sera cependant utile d'examiner à nouveau cette importante question.

---

2. Plus précisément, Brownstone et Golob (2009) et Bhat et Guo (2007) ne peuvent rejeter l'absence de biais de sélection lorsque les caractéristiques socioéconomiques sont incluses dans l'analyse de la mobilité. Par contre, Pinjari et coll. (2007) trouvent que l'inclusion des variables socioéconomiques n'est pas suffisante pour éviter les biais d'autosélection. Notons toutefois que ces conclusions sont fortement dépendantes des hypothèses sous-jacentes aux modèles estimés.



## 2. LES DONNÉES

Les données sur les déplacements proviennent d'une enquête panel sur les activités et les déplacements des ménages, menée dans le cadre des activités du réseau Canadien de recherche PROCESSUS. Les ménages participants ont été sondés à trois reprises, à intervalle d'environ un an. Le tableau 1 décrit les caractéristiques de base de l'enquête. Plusieurs méthodes d'enquête ont été utilisées afin de collecter une quantité importante de données tout en maintenant un taux de participation élevé : entrevues en personne, carnets d'activités et enquêtes téléphoniques. Les activités et les déplacements effectués durant une semaine ont été répertoriés durant la première vague. Pour les vagues 2 et 3, l'information était recueillie durant deux jours consécutifs<sup>3</sup>. Chaque membre d'un ménage âgé d'au moins 16 ans devait remplir un carnet d'activités et de déplacements. La population visée est celle des ménages de la région de Québec. Un premier contact par courrier et téléphone a permis d'enrôler d'éventuels participants. L'échantillon des ménages de la première vague a ensuite été établi par quota en se basant sur la situation dans le cycle de vie, la localisation et le nombre de véhicules possédés. L'annexe A présente une carte de la région avec la localisation des ménages lors de la vague 1 et la liste des municipalités visées.

**Tableau 1. Caractéristiques des trois vagues de l'enquête**

Vague	Date	Nombre de jours	Nombre de ménages*	Nombre de répondants*
1	Février 2002 à décembre 2003	7	247	392
2	Juin 2004 à mars 2005	2	198	305
3	Juillet 2005 à mars 2006	2	167	248

\*Ces nombres se rapportent à l'échantillon qui a été constitué à partir des données de l'enquête et qui est utilisé dans la suite de l'analyse.

Le taux de maintien des ménages est de plus de 67 % entre la vague 1 et 3, ce qui est assez remarquable étant donné la complexité du questionnaire<sup>4</sup>. Pour chaque déplacement, le répondant devait notamment fournir l'origine, la destination, le mode, les heures de départ et d'arrivée, le nombre de passagers et la nature de l'activité à la destination. Précisons que l'enquête visait explicitement à exclure des déplacements non routiniers hors région. Ainsi, les jours d'enquête étaient déterminés avec les ménages afin d'éviter de tels déplacements<sup>5</sup>.

- 
3. Voir Lee-Gosselin (2005) pour une description de l'enquête.
  4. Précisons que les ménages participants recevaient une compensation variant de 20 \$ à 30 \$.
  5. Malgré cela, plusieurs déplacements non routiniers hors région ont été rapportés.

La taille de l'échantillon est évidemment relativement limitée, ce qui pose la question de sa représentativité. Le tableau 2 compare la structure de l'échantillon avec celle de la population de la région telle qu'elle a été établie à partir du recensement de Statistique Canada et des enquêtes origine-destination (OD) de 2001 et 2006 du MTQ.

**Tableau 2. Comparaison de la structure du panel avec le recensement et les enquêtes origine-destination**

	Enquête vague 1	Enquête vague 2	Enquête vague 3	Région de Québec (2001)	Région de Québec (2006)
Nombre de ménages	247	198	167	295 105 <sup>1</sup>	316 650 <sup>1</sup>
Nombre d'individus par ménage	2,2	2,1	2	2,3 <sup>1</sup>	2,2 <sup>1</sup>
Nombre de véhicules par ménage	1,25	1,27	1,23	1,4 <sup>2</sup>	1,3 <sup>2</sup>
% de femmes	52,6	51,4	52,9	51,9 <sup>1</sup>	51,7 <sup>1</sup>
% avec un diplôme universitaire	30,1	35,4	37,7	24,8 <sup>1</sup>	21,2 <sup>1</sup>
Structure d'âge des répondants					
0-19	23,8	21,3	20,6	20,3 <sup>1</sup>	20,2 <sup>1</sup>
20-34	21,9	19,9	13,3	20,3 <sup>1</sup>	20,2 <sup>1</sup>
34-49	25,3	24,4	26,1	25,5 <sup>1</sup>	22,7 <sup>1</sup>
50-64	21,0	24,6	27,3	18,2 <sup>1</sup>	21,6 <sup>1</sup>
65 et plus	7,9	9,6	12,5	13,7 <sup>1</sup>	14,4 <sup>1</sup>
Localisation par zone des répondants					
Centre	12,9	11,1	8,9	11,2 <sup>2</sup>	nd
Anciennes banlieues	24,7	25,2	25,7	22,3 <sup>2</sup>	nd
Nouvelles banlieues	37,2	38,3	39,5	38,6 <sup>2</sup>	nd
Périphérie	25,1	25,2	25,7	27,7 <sup>2</sup>	nd
Parts modales <sup>3</sup>					
VP	82,2	85	82,2	82,3 <sup>2</sup>	81,2 <sup>2</sup>
TC	3,4	2,6	2,9	6,7 <sup>2</sup>	6,5 <sup>2</sup>
Non motorisé	14,3	12,2	14,7	11 <sup>2</sup>	12,2 <sup>2</sup>

<sup>1</sup> Basés sur les recensements.

<sup>2</sup> Basés sur les enquêtes OD.

<sup>3</sup> Calculées sur la base du nombre de déplacements.

À partir du tableau 2, on note que les ménages du panel sont en moyenne un peu plus petits que les ménages de la région et possèdent un nombre légèrement inférieur de véhicules. On note également que l'échantillon du panel a une représentation un peu plus élevée de diplômés universitaires et que le taux de maintien dans cette catégorie est aussi plus élevé. Les 65 ans et plus sont sous-représentés, mais on note un taux de maintien plus élevé dans cette catégorie. Sur le plan de la répartition géographique, Vandersmissen et al. (2004) proposent une division de la région de Québec en quatre grandes zones, selon le développement historique de la ville. Les limites de ces zones sont présentées à l'annexe A. On note une distribution des ménages parmi ces zones assez similaires dans le panel et l'enquête OD de 2001. Malgré quelques différences, la structure générale des ménages du panel semble tout de même être assez près de la structure de la population visée. Évidemment, il importe de rester très prudent en ce qui concerne la généralisation de nos résultats à l'ensemble de la population. Des analyses complémentaires à partir des données plus vastes (p. ex., les OD) devront être menées afin de confirmer nos résultats.

Le tableau 2 compare également la répartition modale des déplacements dans le panel et les enquêtes OD. Avant d'interpréter ces chiffres, il est important de souligner les principales différences méthodologiques qui existent entre l'enquête panel et les enquêtes OD. En effet, celles-ci peuvent expliquer en partie les différences observées. On note cinq grandes différences entre les deux sources de données :

- 1- La méthodologie de collecte de l'information sur les déplacements est très différente. Comme nous l'avons mentionné précédemment, les déplacements du panel sont rapportés dans un carnet de déplacement que chaque répondant doit remplir au fur et à mesure. De plus, les répondants étaient invités, à la suite d'une analyse de leur carnet, à achever de le remplir ou à corriger certaines inconsistances. Les enquêtes OD sont faites par téléphone. Le porte-parole du ménage doit répertorier les déplacements effectués durant la journée précédente par tous les membres du ménage. Il est probable que le porte-parole omette certains déplacements effectués par les autres membres du ménage, particulièrement ceux qui ne sont pas routiniers. Notons que l'information collectée lors des enquêtes OD fait l'objet de certaines validations (voir OD 2001, 2006);
- 2- Le panel ne vise que les déplacements des membres de 16 ans et plus, alors que les enquêtes OD s'intéressent aux déplacements des membres de 5 ans et plus;
- 3- Tous les jours de la semaine sont visés par le panel, alors que les enquêtes OD se limitent aux jours de semaine excluant donc le samedi et le dimanche;
- 4- Le panel enregistre les déplacements sur 7 jours ou 2 jours, selon la vague, les enquêtes ne concernent qu'une seule journée;

5- Le panel sonde un même ménage à plusieurs reprises, alors que les enquêtes sont réalisées aux cinq ans sur des échantillons différents.

Quant aux parts modales, on note assez peu de variation entre les trois vagues du panel. La comparaison avec les parts obtenues par les enquêtes OD révèle une part nettement plus faible du transport en commun dans le panel au profit des transports non motorisés. Les différences méthodologiques mentionnées ci-dessus permettent en partie d'expliquer cette différence. Par exemple, l'usage du transport en commun (y compris le transport en autobus scolaire) est probablement plus important chez les jeunes de moins de 16 ans et les jours de semaine. Également, il est probable que les enquêtes OD sous-évaluent les déplacements non motorisés.

Plusieurs autres sources de données ont été utilisées pour estimer les émissions et ses déterminants. Nous présentons ces sources au fur et à mesure de leur utilisation dans la suite du rapport.

### 3. BILAN DES ÉMISSIONS DE GES

Grâce aux données collectées lors de l'enquête panel, il est possible d'estimer les émissions de GES produites par chaque déplacement d'un répondant. On distingue deux modes émetteurs de GES : les véhicules privés (VP) et le transport en commun. Le mode VP correspond aux déplacements effectués avec les véhicules du ménage (voitures, camions légers, motos), mais également ceux effectués avec d'autres véhicules privés ou en taxi. Dans la région de Québec, le seul mode de transport en commun est l'autobus. Un déplacement se produit lorsqu'il y a un changement de lieu. Nous appliquons cependant plusieurs critères afin d'exclure des « déplacements » qui ne sont pas pertinents pour notre analyse, comme les déplacements hors région ou de longues distances. L'annexe B décrit les critères utilisés. En incluant tous les modes, nous disposons de 15 749 déplacements, dont 13 497 qui dépendent d'un des deux modes émetteurs de GES.

Les émissions de GES produites en mode VP par le répondant  $i$  sur un déplacement  $t$  ( $GES_{i,t}^{VP}$ ) sont estimées comme suit :

$$GES_{i,t}^{VP} = \frac{TCC_{i,t} \times FCV_t \times FE_{i,t} \times (D_{i,t} / 100)}{NP_{i,t}}$$

Avec :

$TCC_{i,t}$  : Le taux de consommation moyen de carburant du véhicule exprimé en litres par 100 km. Ce taux est déterminé à partir de la marque, du modèle et de l'âge du véhicule, lorsque cette information est disponible. Les taux proviennent de l'*ÉnerGuide* produit par Ressources naturelles Canada. Ils correspondent à une moyenne pondérée des taux mesurés en laboratoire dans des conditions de conduite en ville et sur autoroute. Dans le cas où le véhicule utilisé ne peut être spécifié, nous posons l'hypothèse que le déplacement se fait avec un véhicule dont le  $TCC$  est comparable à celui du véhicule privé du répondant<sup>6</sup>. Pour les répondants qui ne possèdent pas de véhicules, nous assignons le taux de consommation moyen du parc de véhicules légers de la région de Québec<sup>7</sup>;

$FCV_t$  : Le facteur de correction du  $TCC$  pour tenir compte de la vitesse. Il est en effet bien connu que le taux de consommation de carburant varie considérablement en fonction des conditions de conduite, et particulièrement de la vitesse. Afin de prendre en compte cet aspect, nous assignons à chaque déplacement une vitesse qui dépend des zones d'origine et de destination du déplacement ainsi que des périodes de pointe et hors pointe durant lesquelles

---

6. Nous prenons la moyenne des TCC lorsque le répondant possède plusieurs véhicules.  
7. Ce taux est basé sur les données de la flotte de véhicules légers valable au 31 décembre 2003. Pour la région de Québec, le taux moyen est de 9,29 litres au 100 km. Pour les déplacements en taxi, nous utilisons une moyenne des taux valables pour les nouveaux véhicules compacts et intermédiaires, soit 8,53 litres au 100 km (voir Barla et coll., 2008).

il s'effectue<sup>8</sup>. Bien qu'il soit possible d'estimer la vitesse sur la base des données rapportées par les répondants, cette manière de procéder n'a pas donné de résultats fiables. En effet, les heures de départ et d'arrivée rapportées semblent être très approximatives, ce qui entraîne de très nombreux cas de vitesses adhérentes. Nous avons donc plutôt décidé d'utiliser les vitesses estimées par le ministère des Transports à l'aide du modèle de simulation du trafic MOTRAQ. Dans ce modèle, la région de Québec est divisée en 799 zones de trafic. La vitesse en périodes de pointe et hors pointe est simulée pour chacune de ces zones. Les facteurs de correction des *TCC* en fonction de la vitesse nous ont également été fournis par le MTQ. Ces facteurs ont été évalués en comparant le *TCC* moyen d'un échantillon de véhicules avec des mesures de consommation directe sur le terrain (voir Babin et al., 2004)<sup>9</sup>;

$FE_{i,t}$  : Le facteur d'émission de GES. Ce facteur convertit la consommation de carburant en équivalent de CO<sub>2</sub>. Il dépend du type de carburant utilisé et de l'âge du véhicule qui détermine le type de convertisseur catalytique. Nous utilisons les facteurs rapportés par Environnement Canada (2002) et la structure du parc par type de convertisseur catalytique de Babin et al. (2004);

$NP_{i,t}$  : Le nombre de passagers. Nous divisons par le nombre de passagers afin de tenir compte du covoiturage<sup>10</sup>;

$D_t$  : La distance entre l'origine et la destination du déplacement. Celle-ci est simulée avec le logiciel ArcGIS® en utilisant le réseau routier de la région de Québec. L'itinéraire est déterminé en minimisant le temps de déplacement et en tenant compte des limites de vitesse. Puisque le taux de consommation est exprimé en litres par 100 km, nous divisons la distance en kilomètres par un facteur de 100.

Pour les déplacements en TC, les émissions ( $GES_{i,t}^{TC}$ ) se calculent comme suit :

$$GES_{i,t}^{TC} = \frac{TCCB \times FEB \times (D_t / 100)}{CM}$$

Avec :

- 
8. Les heures de pointe sont de 6 h 30 à 9 h et de 15 h 30 à 18 h.
  9. Par exemple, pour un déplacement dont la vitesse moyenne est de 30 km/h, le taux de consommation de carburant véritable sera de 20 % plus important à celui rapporté par l'*ÉnerGuide*.
  10. Notons que si deux membres d'un même ménage effectuent un déplacement commun, chaque membre doit avoir rapporté ce déplacement (c.-à-d. qu'il apparaît deux fois dans notre base de données). Par contre comme les enfants de moins de 16 ans d'un ménage participant ne rapportent pas leurs déplacements, nous les excluons du calcul du nombre de passagers. Cela signifie donc que nous attribuons leur part des émissions aux adultes se trouvant dans le véhicule.

*TCCB* : Le taux de consommation moyen de diesel des autobus de la région. Sur la base des statistiques du Réseau de transport de la Capitale (RTC) durant la période de 2002 à 2003, le taux est fixé à 58,9 litres par 100 km. Ce taux est également utilisé pour les déplacements effectués avec la Société de transport de Lévis (STL);

*FEB* : Le facteur d'émission. Nous utilisons le même facteur d'émission que Tecsumt inc. (2008) dans le calcul des émissions de GES de la ville de Québec, soit 2 758 g de CO<sub>2</sub>e par litre de diesel;

*D<sub>i</sub>* : La distance du déplacement. Elle est simulée avec ArcGIS® et en utilisant le réseau local d'autobus;

*CM* : La capacité moyenne d'un autobus, qui est estimée à 60<sup>11</sup>. La part des émissions produites par un autobus, qui doit être attribuée à un passager, est problématique. On pourrait argumenter que les émissions engendrées par un passager supplémentaire sont proches de zéro puisque la consommation de carburant varie très peu en fonction du nombre de passagers. Par contre, des parcours ou certains segments de parcours peu achalandés peuvent ne pas être justifiés sur le plan environnemental (c.-à-d. que les émissions par passager pourraient être supérieures aux émissions qui seraient produites en VP). En utilisant les émissions par unité de capacité, nous prenons donc une voix intermédiaire entre ces deux positions extrêmes. Nous examinons l'influence de cette hypothèse dans la section 4.2.

Les émissions par déplacement peuvent ensuite être agrégées à différents niveaux, comme par répondant ou par ménage. Dans l'analyse économétrique présentée à la section 5, nous calculons les émissions produites par répondant et par jour. Toutefois, avant de présenter cette analyse, il est utile de procéder à une analyse descriptive des résultats obtenus et de comparer nos estimations avec celles obtenues avec d'autres méthodologies.

---

11. Ce chiffre est basé sur une moyenne du nombre de places assises (40) et de la capacité maximale (80) des autobus Nova LFS standard (voir <http://www.novabus.com>).



#### 4. ANALYSE DESCRIPTIVE

Le tableau 3 présente des statistiques de base sur les émissions et les déplacements. Selon nos estimations, les émissions moyennes par répondant et par jour seraient de 6 735 g de CO<sub>2</sub>e. On note assez peu de variations (moins de 10 %) entre les trois vagues. La part moyenne des émissions dues aux VP est de plus de 95 %, alors que la part moyenne des émissions associées aux TC est inférieure à 5 %. Ces résultats reflètent bien entendu les parts modales et la différence dans les taux d'émissions entre les deux modes. On peut comparer notre bilan de GES avec le bilan établi par TecSult inc. (2008) pour le compte de la ville de Québec. TecSult inc. (2008) utilise trois méthodes alternatives pour parvenir à une estimation globale des émissions liées aux activités de transport<sup>12</sup>. Sur la base de ces estimations, le taux d'émissions par personne et par jour était de 6 327 g de CO<sub>2</sub>e en 2006 et de 6 453 g en 2004. Nous obtenons donc un taux d'émissions légèrement supérieur, mais tout de même très comparable à ceux obtenus par TecSult inc. (différence inférieure à 10 %).

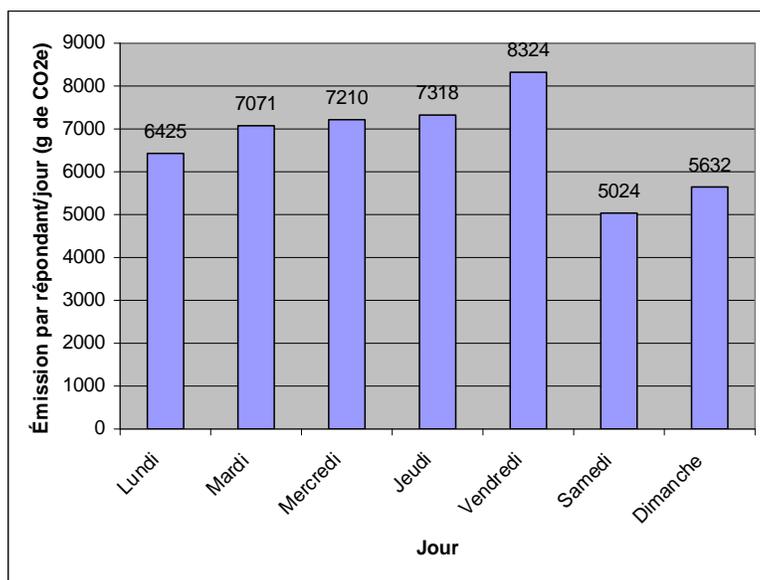
Quant aux déterminants des émissions, un répondant parcourt en moyenne 32,8 km par jour au cours de quatre déplacements. Selon l'enquête OD de 2001, le nombre de déplacements moyens par répondant est de 3,1 et la distance moyenne est de 25,7 km. De nouveau, ceci peut s'expliquer par les différences dans la méthodologie d'enquête, la population ciblée et les journées considérées. Environ 30 % de la distance s'effectue en période de pointe. La vitesse moyenne est d'environ 40 km/h et le taux moyen d'émissions est de 190 g/km. Pour les déplacements en VP, le nombre moyen de personnes par véhicule est de 1,33.

**Tableau 3. Statistiques descriptives sur les émissions et les déplacements  
(moyenne par répondant et par jour)**

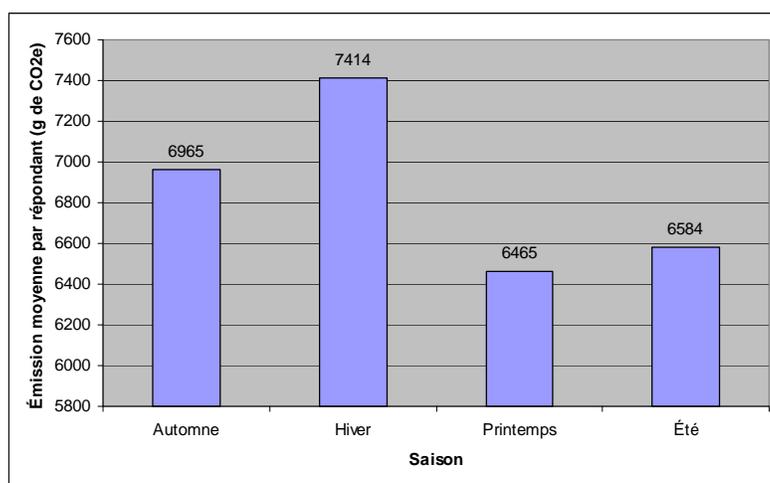
<b>Variable</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Écart-type</b>	<b>Min.</b>	<b>Max.</b>
GES (g/jour)	6 735	7 368	0	63 228
Vague 1	6 625	7 313	0	60 361
Vague 2	7 180	8 250	0	63 228
Vague 3	6 795	7 057	0	44 220
Part moyenne des GES des VP (%)	95,5	19,6	0	100
Part moyenne des GES du TC (%)	4,5	19,6	0	100
Distance (km)	32,8	33,3	0	367
Nombre de déplacements	4	2,4	0	15
% de la distance en période de pointe	29,0	33,5	0	100
Vitesse moyenne (km/h)	38,6	22,3	5	100
Taux d'émissions (g/km)	189,1	125,8	0	929
Nombre moyen de personnes par déplacement en VP	1,33	0,68	0	7

12. Ces trois méthodes sont basées sur : 1) les ventes de carburant dans la ville de Québec; 2) un modèle de flux routier (réseau modélisé multimodal du Québec); et 3) une évaluation des émissions québécoises qui sont ensuite ajustées au prorata du parc de véhicules de la ville de Québec.

Les figures 1 et 2 illustrent les variations dans le niveau des émissions en fonction du jour de la semaine et des saisons. On note un accroissement des émissions au fur et à mesure que la semaine avance, alors qu'elles sont nettement plus faibles la fin de semaine. Étonnamment, les émissions moyennes semblent plus importantes en hiver. Notons cependant que moins de 4 % des données ont été collectées en hiver. De plus, il semble que des valeurs extrêmes expliquent ce résultat puisque, lorsque l'on calcule les valeurs médianes, il y a assez peu de différences entre les saisons.



**Figure 2. Émissions moyennes par répondant par jour de la semaine**



**Figure 3. Émissions moyennes par répondant/jour et par saison**

Le tableau 4 présente la distribution des déplacements par motif dans le panel et les enquêtes OD. Une fois encore, les différences observées entre les résultats du panel et ceux des enquêtes OD sont compatibles avec les différences méthodologiques discutées précédemment. Enfin, dans le tableau 5, nous croisons le niveau des émissions avec certaines caractéristiques socioéconomiques de base. On note des différences qui sont généralement en accord avec les attentes. Soulignons, par exemple, qu'un répondant dont le domicile est localisé à la périphérie de la ville produirait en moyenne environ 5 554 g de plus d'émissions qu'un répondant localisé au centre-ville. Cela représente un accroissement de 81 %<sup>13</sup>. Pour un répondant des nouvelles banlieues, l'accroissement des émissions par rapport au centre-ville est de 2 239 g ou 43 %, alors que pour un résident des anciennes banlieues, il est de 1 133 g ou 24 %. Il reste évidemment à valider, à partir d'une analyse statistique multivariée, si d'autres facteurs que la localisation expliquent en partie ces écarts importants.

Avant l'analyse statistique, il est intéressant de présenter les résultats de deux simulations. Premièrement, nous avons évalué de nouveau les émissions, mais en utilisant un taux de consommation de carburant identique pour tous les déplacements en VP. Spécifiquement, nous utilisons le taux moyen pour le parc de la région de Québec, soit 9,29 l/100 km. Cette simulation permet de donner une idée du signe et de l'ampleur du biais qui peut résulter lorsque l'on ne tient pas compte des différences de taux de consommation entre les véhicules. Dans ce cas, nous obtenons un niveau moyen d'émissions quotidiennes de 6 182 g, soit une réduction de 8,5 % par rapport au niveau estimé en tenant compte des différences de taux entre les répondants. Ceci signifie donc que les répondants qui effectuent plus de déplacements ou des déplacements plus longs utilisent également des véhicules plus énergivores. Deuxièmement, nous avons recalculé les émissions en éliminant l'effet de la pointe, c'est-à-dire en utilisant les vitesses hors pointe, même durant les heures de pointe. Dans ce cas, le niveau d'émissions moyen baisse d'environ 4 %. Ceci donne donc un ordre de grandeur des réductions que l'on pourrait atteindre en éliminant la congestion<sup>14</sup>.

**Tableau 4. Distribution des déplacements par motif (%)**

Motif	Vague 1	Vague 2	Vague 3	OD2001	OD2006
Travail/Études	17,7	18,4	19,2	27,1	26,5
Loisirs	19,6	18,1	18	8,2	9,5
Magasinage	17,2	18,7	17,6	8,9	10,8
Retour au domicile	34,7	33,6	33,9	42,8	41,2
Autre	10,6	11,2	11	13	12

13. Ce chiffre est calculé en prenant la différence entre les émissions moyennes à la périphérie (9 630 g) et au centre-ville (4 076 g) divisée par la valeur moyenne des émissions dans ces deux types de zones (soit 6 853 g).

14. Évidemment, il est probable que la réduction globale des émissions sera moindre puisque la réduction de la congestion pourrait favoriser la croissance du trafic.

**Tableau 5. Émission moyenne en fonction des principales caractéristiques socioéconomiques du répondant et du ménage**

Variable	Émissions de GES moyennes (répondant/jour en g CO <sub>2</sub> e)
Permis de conduire	
Avec	6 975
Sans	1 839
Sexe	
Homme	7 804
Femme	5 831
Scolarité universitaire	
Non	6 512
Oui	7 049
Âge	
Moins de 35 ans	5 819
35-49	8 664
50-64	5 929
65 et plus	5 371
Taille du ménage	
1 personne	5 606
2 personnes	6 124
3 personnes	6 210
4 personnes et plus	9 283
Statut d'emploi	
Sans emploi	5 054
Avec emploi (y compris étudiants)	7 437
Classe de revenu	
Moins de 20 000 \$	4 388
20 000 \$ à 60 000 \$	6 430
Plus de 60 000 \$	8 463
Type de quartier de résidence	
Centre	4 076
Anciennes banlieues	5 209
Nouvelles banlieues	6 315
Périphérie	9 630

#### 4.1 Modélisation statistique

Afin de mesurer l'effet spécifique des différents facteurs explicatifs sur le bilan quotidien des émissions, nous estimons différents modèles statiques dont la forme générique est la suivante :

$$GES_{i,m,j} = \alpha + \beta X_i + \gamma H_m + \nu T_j + \eta FU_{i,m} + \lambda TC_{i,m} + \varepsilon_{i,m,j}$$

Avec :

- $GES_{i,m,j}$  : les émissions produites par le répondant  $i$  du ménage  $m$  lors du jour  $j$ ;
- $X_i$  : les caractéristiques socioéconomiques du répondant  $i$ ;
- $H_m$  : les caractéristiques socioéconomiques du ménage  $m$ ;
- $T_j$  : les caractéristiques du jour  $j$ ;
- $FU_{i,m}$  : les caractéristiques de la forme urbaine autour du domicile et du lieu d'emploi;
- $TC_{i,m}$  : les caractéristiques de l'offre de transport en commun disponible autour de la résidence et du lieu de travail;
- $\varepsilon_{i,m,j}$  : le terme d'erreur.

Le tableau 6 décrit les variables explicatives ainsi que leurs sources et fournit quelques statistiques de base. De nombreuses spécifications ont été testées. Nous ne rapportons ici que les résultats qui nous sont apparus les plus solides et pertinents. Les caractéristiques du répondant qui sont incluses dans le modèle sont la possession du permis de conduire, le sexe, le statut de chef de famille, l'obtention d'un diplôme universitaire, le statut professionnel (travailleur à temps plein ou à temps partiel, étudiant, sans emploi, retraité), l'âge par classe. Afin de tenir compte du phénomène de réponse incomplète, nous incluons comme facteur explicatif le pourcentage de déplacement du répondant dont l'origine ou la destination n'a pu être géolocalisée. Les variables en ce qui a trait au ménage sont : le statut de propriété du domicile, la composition du ménage (nombre d'adultes en plus du répondant et nombre d'enfants), la classe de revenu. Notons que la classe de revenu n'est pas basée sur une déclaration du ménage, mais est estimée par l'enquêteur lors de la première entrevue. Étant donné l'analyse descriptive de la section 4, nous introduisons une variable binaire pour chaque jour de la semaine et une variable pour la fin de semaine. Nous incluons aussi des variables indicatrices pour la saison. La forme urbaine autour du domicile et du lieu de travail est caractérisée par différentes variables que nous expliciterons par la suite. Il en va de même pour les variables caractérisant le transport en commun.

**Tableau 6. Description des facteurs explicatifs**

Variables	Description et sources	Moyenne	Min/Max
<b>Variables <math>X_i</math></b>			
SANS PERMIS	Variable binaire égale à 1 si le répondant n'a pas de permis de conduire	0,46	0/1
FEMME	Variable binaire égale à 1 si le répondant est de sexe féminin	0,54	0/1
CHEF	Variable binaire égale à 1 si le répondant se déclare chef de famille	0,95	0/1
UNIF	Variable binaire égale à 1 si le répondant a un diplôme universitaire	0,41	0/1
ÉTUDIANT	Variable binaire égale à 1 si le répondant est étudiant	0,07	0/1
PARTIEL	Variable binaire égale à 1 si le répondant occupe un emploi à temps partiel	0,06	0/1
RETRAITÉ	Variable binaire égale à 1 si le répondant est retraité	0,19	0/1
SANS EMPLOI	Variable binaire égale à 1 si le répondant est sans emploi (sans être retraité)	0,09	0/1
ÂGE34	Variable binaire égale à 1 si le répondant est âgé de moins de 35 ans	0,23	0/1
ÂGE35-49	Variable binaire égale à 1 si le répondant est âgé de 35 à 49 ans	0,34	0/1
ÂGE50-64	Variable binaire égale à 1 si le répondant est âgé de 50 à 64 ans	0,31	0/1
ÂGE65	Variable binaire égale à 1 si le répondant est âgé de 65 ans et plus.	0,11	0/1
% INCONNU	Pourcentage des déplacements du répondant dont l'origine ou la destination ne peut être géolocalisée.	3	0/85,7
DT	Distance entre le domicile et le lieu principal de travail du répondant.	5,7	0/45,1
<b>Variables <math>H_m</math></b>			
PROP	Variable binaire égale à 1 si le ménage est propriétaire de son domicile.	0,70	0/1
N ADULTE	Nombre d'adultes (âgé de 16 ans et plus) du ménage en plus du répondant.	0,74	0/2
N ENFANTS	Nombre d'enfants de moins de 16 ans dans le ménage.	0,72	0/4
REVENU BAS	Variable binaire égale à 1 si le revenu annuel estimé du ménage est de moins de 20 000 \$ par an.	0,19	0/1
REVENU MED	Variable binaire égale à 1 si le revenu annuel estimé du ménage est compris entre 20 000 \$ et 60 000 \$.	0,48	0/1
REVENU HAUT	Variable binaire égale à 1 si le revenu annuel estimé du ménage est plus de 60 000 \$.	0,33	0/1
<b>Variables <math>T_j</math></b>			
LU	Variable binaire égale à 1 si le jour d'observation correspond à un lundi.	0,13	0/1
MA	Variable binaire égale à 1 si le jour d'observation correspond à un mardi.	0,15	0/1
ME	Variable binaire égale à 1 si le jour d'observation correspond à un mercredi.	0,15	0/1
JE	Variable binaire égale à 1 si le jour d'observation correspond à un jeudi.	0,14	0/1
VE	Variable binaire égale à 1 si le jour d'observation correspond à un vendredi.	0,13	0/1
WE	Variable binaire égale à 1 si le jour d'observation correspond à la fin de semaine (samedi ou dimanche).	0,26	0/1

MOBILITÉ ET CHANGEMENTS CLIMATIQUES  
 VOLUME 2 : BILAN ET ANALYSE DES DÉTERMINANTS DES ÉMISSIONS DE GAZ À EFFET DE SERRE ASSOCIÉES  
 AUX DÉPLACEMENTS DES MÉNAGES DE LA VILLE DE QUÉBEC

AUTOMNE	Variable binaire égale à 1 si le jour d'observation est un jour d'automne.	0,37	0/1
HIVER	Variable binaire égale à 1 si le jour d'observation est un jour d'hiver.	0,03	0/1
PRINTEMPS	Variable binaire égale à 1 si le jour d'observation est un jour de printemps.	0,18	0/1
ÉTÉ	Variable binaire égale à 1 si le jour d'observation est un jour d'été.	0,40	0/1
<b>Variables <math>FU_{i,m}</math></b>			
CENTRE	Variable binaire égale à 1 si le domicile du ménage est localisé dans la zone « centre-ville ».	0,11	0/1
ANCIENNES	Variable binaire égale à 1 si le domicile du ménage est localisé dans la zone « anciennes banlieues ».	0,24	0/1
NOUVELLES	Variable binaire égale à 1 si le domicile du ménage est localisé dans la zone « nouvelles banlieues ».	0,36	0/1
PERI	Variable binaire égale à 1 si le domicile du ménage est localisé dans la zone « périphérie ».	0,28	0/1
DLOG_DOM	Densité de logements (nombre de logements/km <sup>2</sup> ) calculée dans une zone définie par un rayon de 500 m autour du domicile du répondant (source : Rôle d'évaluation municipale de la Communauté métropolitaine de Québec, 2005).	1 620	22/7 598
DEMPLOI_LT	Densité d'emplois (nombre d'emplois/km <sup>2</sup> ) calculée dans une zone définie par un rayon de 500 m autour du lieu de travail du répondant (source : Enquête origine-destination, 2001).	3 411	0/2 1273
DCOM_DOM	Densité de commerces (nombre de commerces/km <sup>2</sup> ) calculée dans une zone définie par un rayon de 500 m autour du domicile (source : Répertoire commercial Zipcom, 2001).	35,1	0/253
DT	Distance entre le domicile et le lieu du travail principal du répondant.	5,7	0/45
DC	Distance entre le domicile et le centre-ville de Québec.	8,9	0,34/28
<b>Variables <math>TC_{im}</math></b>			
% SANS TC	Pourcentage des déplacements effectués par le répondant qui ne peuvent s'effectuer en autobus, car la distance totale pour accéder au TC est supérieure à 2 km.	28,0	0/100
BUS/VP	Temps de déplacement total en autobus divisé par le temps total de déplacement en véhicule privé. Tous les déplacements du répondant sont pris en compte sauf (1) les déplacements de moins de 1 km et (2) les déplacements qui ne peuvent s'effectuer en autobus parce que la distance totale pour accéder au TC est supérieure à 2 km. La variable est censurée à 4. Les vitesses de déplacement pour les véhicules privés sont celles du modèle MOTRAQ. Pour les autobus, la vitesse moyenne est fixée à 20 km/h pour la portion du déplacement en autobus et à 5 km/h pour la portion du déplacement d'accès au TC.	2,87	0,51/4

Le tableau 7 présente les résultats de trois spécifications différentes. Les paramètres sont estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Les estimations des écarts-types des paramètres tiennent cependant compte d'une corrélation possible entre les observations provenant d'un même

ménage<sup>15</sup>. Le modèle est linéaire et les paramètres peuvent directement s'interpréter comme des changements en grammes par jour dans les émissions. Pour mieux apprécier la magnitude des effets, nous rapportons également la variation en pourcentage dans le niveau des émissions (relativement à la moyenne) à la suite d'un changement dans les facteurs explicatifs. Pour les facteurs binaires ou discrets, on simule l'effet d'une unité supplémentaire, alors que, pour les facteurs continus, on suppose un accroissement de 10 % relativement à la moyenne. Les quatre spécifications se distinguent selon les variables utilisées pour caractériser la forme urbaine et l'offre de transport en commun.

En ce qui concerne les caractéristiques du répondant, l'absence de permis de conduire est associée à des émissions nettement plus faibles avec une réduction de l'ordre de 40 à 50 %. Les répondants de sexe féminin produisent également 25 % moins d'émissions en moyenne que les répondants masculins. Le statut de chef de famille ou le niveau d'éducation ne semble pas avoir d'effet statistiquement significatif. Pour ce qui est du statut professionnel, les étudiants, les travailleurs à temps partiel et les retraités produisent moins d'émissions. Soulignons cependant que, pour le statut de retraité, il faut aussi sans doute tenir compte de l'influence de l'âge puisque ces deux variables sont fortement liées. Pour le modèle 3, l'influence de la variable ÂGE65 est positive et statistiquement significative. Pour ce modèle et en tenant compte de l'effet des deux variables, on obtient qu'un répondant âgé de 65 ans ou plus et qui est retraité produit en moyenne environ 32 % moins d'émissions. Les répondants sans emploi produisent aussi moins d'émissions. L'effet est statistiquement significatif dans la spécification (2) à -25 %. Pour l'effet de l'âge, on note une réduction des émissions de 20 à 25 % dans la classe d'âge 50-64 ans. Comme nous l'avons mentionné précédemment, le coefficient de la variable ÂGE65 est positif et significatif dans la spécification (3), mais il doit s'interpréter simultanément avec l'effet de la variable RETRAITÉ. Sans surprise, le pourcentage de déplacement dont on ne peut déterminer l'origine ou la destination réduit le niveau des émissions mesurées.

Quant aux caractéristiques du ménage, le statut de propriétaire du logement ne semble pas associé à un effet significatif sur les émissions. Par contre, nos résultats indiquent que l'ajout d'un adulte supplémentaire dans le ménage réduit les émissions du répondant de plus de 20 %. Ceci indique probablement des économies d'échelle au sein de la famille et des possibilités de covoiturage. Une autre manière de présenter ce résultat est de souligner qu'un couple produirait en moyenne seulement environ 55 % de plus d'émissions qu'un répondant célibataire, toutes autres choses étant égales par ailleurs. Les changements dans la structure de la famille peuvent donc avoir des répercussions non négligeables sur le bilan des émissions de GES liées aux transports. Le nombre d'enfants de moins de 16 ans a un effet positif sur le taux des émissions d'un répondant. L'effet est significatif seulement dans la

---

15. En d'autres termes, les écarts-types sont robustes à de la corrélation entre les observations provenant d'un même ménage. Par contre, les observations entre ménages sont supposées indépendantes.

spécification (3) avec un accroissement de 8 % des émissions. Il est peut-être un peu surprenant que cet effet ne soit pas plus important. Enfin, un revenu de plus de 60 000 \$ accroît les émissions de 20 % à 30 %.

Comme l'analyse descriptive le laissait entrevoir, les émissions moyennes sont plus importantes le jeudi (+9 %), mais surtout le vendredi (+25 %), alors qu'elles sont réduites d'environ 20 % la fin de semaine. On ne note pas de différence significative entre les saisons. Rappelons cependant que peu de données ont été collectées en hiver et que les déplacements de longues distances ont été éliminés de l'analyse.

**Tableau 7. Résultats de l'analyse statistique**

Variables	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	Coef. (écart-type)	Effet (%)*	Coef. (écart-type)	Effet (%)*	Coef. (écart-type)	Effet (%)*
SANS PERMIS	<b>-3 200 (595)</b>	<b>-47</b>	<b>-2 801 (690)</b>	<b>-51</b>	<b>-2 929 (664)</b>	<b>-43</b>
FEMME	<b>-1 703 (387)</b>	<b>-25</b>	<b>1 647 (399)</b>	<b>-24</b>	<b>-1 535 (391)</b>	<b>-23</b>
CHEF	-79 (1043)		76 (1 123)		-282 (985)	
UNIF	279 (510)		393 (489)		563 (491)	
TEMPS PLEIN	Référence		Référence		Référence	
ÉTUDIANT	<b>-1 468 (807)</b>	<b>-22</b>	<b>-1 370 (805)</b>	<b>-20</b>	<b>-1 283 (754)</b>	<b>-19</b>
TPARTIEL	<b>-1 334 (808)</b>	<b>-19</b>	<b>-1 866 (932)</b>	<b>-27</b>	<b>-2 185 (1003)</b>	<b>-32</b>
RETRAITÉ	<b>-1 884 (658)</b>	<b>-30</b>	<b>-3 467 (709)</b>	<b>-51</b>	<b>-3420 (763)</b>	<b>-50</b>
SANS EMPLOI	-946 (798)		<b>-1 676 (841)</b>	<b>-25</b>	-1 636 (876)	
ÂGE34	-133 (654)		-360 (676)		-537 (660)	
ÂGE35-49	Référence		Référence		Référence	
ÂGE50-64	<b>-1 341 (658)</b>	<b>-20</b>	<b>-1 608 (669)</b>	<b>-24</b>	<b>-1 545 (646)</b>	<b>-23</b>
ÂGE65	1 204 (995)		823 (907)		<b>1 229 (865)</b>	<b>+18</b>
% INCONNU	<b>-37 (10)</b>	<b>-0,16</b>	<b>-46 (9)</b>	<b>-0,21</b>	<b>-48 (10)</b>	<b>-0,21</b>
PROP	649 (626)		711 (597)		254 (565)	
N ADULTES	<b>-1 461 (543)</b>	<b>-22</b>	<b>-1 534 (531)</b>	<b>-23</b>	<b>-1 610 (523)</b>	<b>-24</b>
N ENFANTS	742 (319)		533 (328)		<b>536 (302)</b>	<b>+8</b>
REVENU BAS	Référence		Référence		Référence	
REVENU MED	590 (637)		724 (603)		415 (602)	
REVENU HAUT	<b>1 619 (864)</b>	<b>+24</b>	<b>1 936 (841)</b>	<b>+29</b>	1 523 (842)	
LU	Référence		<b>Référence</b>		<b>Référence</b>	
MA	481 (324)		<b>540 (325)</b>	<b>+8</b>	<b>443 (322)</b>	
ME	528 (388)		547 (376)		<b>571 (368)</b>	
JE	<b>638 (372)</b>	<b>+9</b>	562 (363)		<b>659 (350)</b>	<b>+10</b>
VE	<b>1 781 (462)</b>	<b>+26</b>	<b>1 702 (443)</b>	<b>+25</b>	<b>1 649 (435)</b>	<b>+24</b>
WE	<b>-1 059 (379)</b>	<b>-16</b>	<b>-1 097 (372)</b>	<b>-16</b>	<b>-1 465 (372)</b>	<b>-22</b>
AUTOMNE	Référence		Référence		Référence	
HIVER	1 555 (1 180)		742 (1 210)		1 409 (1 206)	
PRINTEMPS	608 (660)		-263 (625)		520 (631)	
ÉTÉ	456 (451)		119 (470)		492 (490)	
CENTRE	Référence		--		--	
ANCIENNES	<b>1 380 (688)</b>	<b>+20</b>	--		--	
NOUVELLES	<b>2 021 (604)</b>	<b>+30</b>	--		--	
PERI	<b>4 985 (755)</b>	<b>+74</b>	--		--	
DLOG_DOM	--		<b>-0,83 (0,15)</b>	<b>-2,0</b>	<b>-0,56 (0,16)</b>	<b>-1,3</b>
DEMPLOI_LT	--		<b>-0,24 (0,05)</b>	<b>-1,2</b>	<b>-0,17 (0,05)</b>	<b>-0,86</b>
% SANS TC	--		--		<b>32 (6,5)</b>	<b>+1,3</b>
BUS/VP	--		--		<b>647 (255)</b>	<b>+2,7</b>
CONSTANTE	<b>5 069 (1 627)</b>		<b>10 438 (1 706)</b>		<b>7 625 (1 642)</b>	
R-carré	0,17		0,17		0,20	
N <sup>bre</sup> obs.	3 812		3 812		3 812	

Les écarts-types sont robustes à la corrélation des observations d'un même ménage. En gras, les paramètres qui sont statistiquement différents de zéro à un seuil de risque de 10 % ou moins<sup>16</sup>.

\* Les effets sont mesurés à partir de la valeur moyenne des émissions pour l'échantillon (soit 6 735 g). Pour les variables discrètes, on calcule l'effet d'un accroissement d'une unité et pour les variables continues, on suppose un accroissement de 10 % par rapport à la moyenne.

16. Cela signifie que, dans moins de 10 % des cas, on rejette l'hypothèse que le coefficient est nul alors que celle-ci est vraie.

Nous examinons à présent l'effet de la forme urbaine et l'offre de transport en commun. À long terme, l'offre de transport en commun est certainement endogène et dépend très probablement de la forme urbaine<sup>17</sup>. Ainsi, les modèles (1) et (2) n'incluent que des indicateurs de forme urbaine et visent donc à mesurer les effets à très long terme qui tiennent compte des changements induits dans l'offre de transport en commun. Par contre, le modèle (3) mesure l'effet de la forme urbaine en maintenant les indicateurs d'offre de transport en commun constante. Dans le modèle (1), la structure du tissu urbain autour du domicile est caractérisée sur la base de la division générale de la ville en quatre zones, tel que cela est décrit à la section 2. Cette caractérisation a l'avantage d'être simple et de fournir des résultats faciles à interpréter. Trois variables indicatrices « ANCIENNES », « NOUVELLES » et « PERI » sont incluses dans le modèle. La référence étant un domicile localisé dans la zone centrale. On note des effets statistiquement significatifs. Un répondant dont le domicile est localisé dans les anciennes banlieues produirait quotidiennement en moyenne 1 380 g de plus qu'un répondant localisé au centre, toutes autres choses étant égales par ailleurs. Les répondants des nouvelles banlieues et ceux de la périphérie produisent respectivement 2 021 g et 4 985 g de plus d'émissions, comparativement à ceux du centre-ville. Il s'agit de variations assez marquées et qui sont un peu inférieures, mais finalement assez proches des valeurs obtenues à la section 4 en comparant simplement les moyennes. À partir du tableau 8, on note des différences majeures dans la FU et l'offre de TC dans ces quatre zones, ce qui peut expliquer ces variations marquées dans le bilan moyen des émissions. Cette division de la région en quatre zones a évidemment ses limites puisque chaque zone inclut des quartiers dont la structure est très hétérogène, comme en témoignent les écarts-types dans le tableau 8<sup>18</sup>.

**Tableau 8. Valeur moyenne et, entre parenthèses, les écarts-types des indicateurs de FU et de TC selon la zone de résidence**

<b>Zone</b>	<b>DLOG_DOM</b>	<b>DT</b>	<b>DC</b>	<b>% SANS TC</b>	<b>BUS/VP</b>
Centre-ville	4 351 (1 948)	3,7 (5,6)	1,6 (1,1)	24,1 (36)	2,3 (1,1)
Anciennes banlieues	2 082 (1 113)	3,1 (5,7)	4,8 (2,2)	14,2 (23)	2,5 (0,7)
Nouvelles banlieues	1 307 (696)	4,9 (4,9)	8,9 (2,5)	17,0 (27)	3,0 (0,8)
Périphérie	506 (357)	9,9 (8,6)	15,3 (6,2)	57,3 (38)	3,6 (1,2)

Les valeurs sont calculées sur la base des répondants du panel.

Dans le modèle (2), nous remplaçons la division de la région en zones par une mesure de densité de logements autour du domicile. Plus spécifiquement, DLOG\_DOM mesure le nombre de logements par kilomètre carré calculé dans une zone définie par un rayon de 500 m autour du domicile. La longueur du

17. Évidemment, la FU peut aussi dépendre de l'offre de TC.

18. Par exemple, la zone « centre-ville » inclut à la fois des quartiers denses et moins denses.

rayon correspond à une distance qui peut facilement s'effectuer à pied. La densité est l'un des indicateurs les plus utilisés dans la littérature sur cette question. Il s'agit en effet d'une caractéristique primaire qui détermine souvent les autres aspects du tissu urbain. Par exemple, la rentabilité des commerces de proximité ou la viabilité et la fréquence d'une ligne d'autobus dépendent en grande partie de la densité. Pour caractériser la forme urbaine sur le lieu de travail, nous utilisons également une mesure de densité dans un rayon de 500 m autour du lieu de travail. Toutefois, plutôt que le nombre de logements, nous mesurons cette fois le nombre d'emplois au kilomètre carré. Cette mesure s'est en effet avérée plus judicieuse lors des tests de spécifications que nous avons effectués. Ces deux variables ont un effet négatif et statistiquement significatif sur les émissions. Un accroissement de 10 % de la densité résidentielle est associé à une réduction de 2 % des émissions. En d'autres termes, nous obtenons une élasticité à la moyenne de  $-0,2$ .<sup>19</sup> Pour l'effet de la densité au lieu de travail, un accroissement de 10 % de la densité d'emploi réduit les émissions de 1,2 % (soit une élasticité de  $-0,12$ ). Bien qu'il ne soit pas possible de comparer directement nos résultats, faute d'études similaires, il est tout de même instructif de mettre nos résultats en perspective avec les recherches qui examinent l'influence de la forme urbaine sur la distance totale parcourue ou la quantité de carburant consommée. Selon une revue de la littérature récente établie par la National Academy of Science (2009) des États-Unis, l'élasticité de la distance parcourue relativement à la densité sera comprise entre  $-0,05$  et  $-0,25$ , ce qui est tout à fait conforme à notre estimation. Brownstone et Golob (2009) estiment un système à trois équations pour expliquer la distance parcourue, la consommation de carburant et la densité résidentielle à partir de données concernant des ménages californiens en 2001. Sur la base des résultats qu'ils rapportent, on peut évaluer l'élasticité de la demande de carburant en fonction de la densité résidentielle à environ  $-0,14$ , soit un ordre de grandeur comparable à notre résultat.

Dans le modèle 3, nous ajoutons des indicateurs qui caractérisent l'offre de transport en commun du répondant. Spécifiquement, nous incluons un indicateur qui mesure le pourcentage des déplacements que le répondant ne pourrait (ou difficilement) faire en transport en commun. Nous utilisons la distance totale d'accès au transport en commun pour déterminer si un déplacement peut ou non se faire en TC. Ainsi, si la distance totale d'accès au TC est supérieure à 2 km, nous considérons l'option TC comme non viable<sup>20</sup>. Nous incluons également le rapport du temps total de déplacement s'il utilise, pour tous ses déplacements, le TC relativement au temps total s'il utilise toujours un VP. Pour cet indicateur, on considère uniquement les déplacements de plus de 1 km et ceux qui peuvent effectivement se faire en TC (c.-à-d. dont la distance d'accès au TC est moins de 2 km). Pour éviter des valeurs extrêmes, nous censurons la mesure à 4. Cet indicateur est intéressant puisque : i) il tient compte des déplacements effectivement réalisés par chaque

---

19. Soulignons que la valeur des élasticités varie considérablement selon le point où elles sont calculées.

20. La distance totale d'accès est la somme de la distance entre l'origine et l'arrêt de départ du déplacement en TC et la distance entre l'arrêt d'arrivée et la destination finale.

répondant (en d'autres termes, cette mesure est personnalisée); et ii) il mesure une caractéristique (le temps de déplacement) qui s'avère souvent déterminante dans les choix de mode de transport. Notre mesure souffre cependant de deux limitations importantes : i) nous utilisons des vitesses fixes pour les autobus; et ii) nous ne tenons pas compte du temps d'attente pour le TC (qui dépend notamment de la fréquence du service offert)<sup>21</sup>. La prise en compte de ces aspects devra se faire dans le cadre d'extensions futures de notre analyse. Dans le modèle 3, l'effet des mesures de densité est un peu plus faible. Les élasticités des émissions relatives à la densité au domicile et sur le lieu de travail sont de  $-0,13$  et  $-0,08$ , respectivement. Le pourcentage des déplacements qui ne peuvent s'effectuer en TC accroît le bilan des émissions. L'élasticité est cependant assez faible à  $0,13$ . Le rapport du temps de déplacement TC/VP accroît aussi les émissions. L'élasticité est ici de  $0,27$ . En d'autres termes, une réduction de 10 % du temps de déplacement en autobus relativement à l'automobile aboutirait à une réduction des émissions de près de 3 %. Notons cependant qu'une telle amélioration du service de transport en commun n'est pas simple puisqu'elle suppose une amélioration moyenne des temps de parcours sur l'ensemble des déplacements du répondant. En d'autres termes, une amélioration de 10 % du temps de déplacement sur une seule ligne d'autobus aurait un effet nettement plus limité puisque cela toucherait, au mieux, qu'un sous-ensemble des déplacements du répondant.

Finalement, notons que nous sommes capables d'expliquer au mieux (modèle 3) seulement 20 % de la variabilité du taux des émissions entre les répondants, et cela, malgré le fait que nous contrôlons les principales caractéristiques socioéconomiques des répondants et des ménages<sup>22</sup>. En d'autres termes, 80 % de la variabilité ne s'explique pas par des facteurs traditionnels. Cette performance n'est cependant pas mauvaise lorsque nous la comparons avec celle obtenue dans la littérature sur les choix de transport. Par exemple, Bento et coll. (2005) sont capables d'expliquer que 11 % de la variance dans la distance parcourue par véhicule aux États-Unis. Dans la prochaine section, nous examinons la sensibilité de nos résultats à différentes méthodes d'estimation et spécifications en nous concentrant sur le modèle (3) qui explique le mieux le bilan des émissions.

## 4.2 Analyse de sensibilité

Pour déterminer les émissions attribuables à un passager du TC, nous avons jusqu'à présent divisé les émissions totales générées par un autobus par sa capacité moyenne (CM). Une autre option est de tenir compte du nombre moyen de passagers. Nous utilisons des données fournies par le Réseau de transport de la Capitale pour déterminer le nombre moyen de passagers par

---

21. L'absence de contrôle de la vitesse effective du TC explique que certaines valeurs de l'indicateur sont inférieures à 1. Il s'agit de cas où les déplacements en voiture se font à une vitesse inférieure à 20 km. Il s'agit cependant de quelques rares exceptions.

22. Dans un modèle linéaire, le R-carré peut s'interpréter comme le pourcentage de la variabilité de la variable endogène qui est expliquée par le modèle.

autobus en période de pointe et en période hors pointe<sup>23</sup>. Lorsque l'on utilise cette approche, le bilan moyen des émissions s'accroît légèrement pour s'établir à 6 835 g par jour et par répondant. Lorsque l'on estime de nouveau les modèles statistiques, les résultats restent très similaires. Pour alléger la présentation, nous ne rapportons dans le tableau 9 que les coefficients correspondants aux indicateurs de FU et de TC. Comme on peut le constater, les différences avec les effets obtenus dans le tableau 8 sont minimes. Cette conclusion est également valable en ce qui concerne l'effet des autres variables explicatives.

**Tableau 9. Impact de la FU et de l'offre de TC lorsque les émissions du TC sont calculées par passager**

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	Coef. (écart-type)	Effet (%)	Coef. (écart-type)	Effet (%)	Coef. (écart-type)	Effet (%)
ANCIENNES	1 308 (674)	+19	--		--	
NOUVELLES	1 895 (590)	+27	--		--	
PERI	4 801 (743)	+70	--		--	
DLOG_DOM	--		-0,79 (0,15)	-1,8	-0,53 (0,15)	-1,26
DEMPLOI_LT	--		-0,22 (0,05)	-1,1	-0,15 (0,05)	-0,76
% SANS TC	--		--		32 (6,5)	+1,3
BUS/VP	--		--		644 (254)	+2,7
R-carré	0,16		0,17		0,20	
N <sup>bre</sup> obs.	3 812		3 812		3 812	

Il est fort probable que des facteurs non observables au niveau du répondant et du ménage influencent le bilan des émissions (par exemple, le degré de conscientisation à l'environnement). Ces facteurs créent donc une corrélation entre les termes d'erreur des observations se rapportant à un même répondant ou à un même ménage. Afin d'évaluer l'effet de ces corrélations, nous rapportons dans le tableau 10 les résultats obtenus lorsque l'on estime de nouveau le modèle (3), mais en supposant cette fois que le terme d'erreur a la structure suivante :

$$\varepsilon_{i,m,j} = \phi_i + \mu_m + v_{i,m,j}$$

En d'autres termes, nous incluons un effet aléatoire au niveau du répondant et du ménage. Notons que nous supposons également que ces termes d'erreur ont une distribution normale (c.-à-d.  $\phi_i \sim N(0, \sigma_\phi^2)$  ,  $\mu_m \sim N(0, \sigma_\mu^2)$  ,  $v_{i,m,j} \sim N(0, \sigma_v^2)$  ). Comme on peut le constater, les résultats sont assez comparables à ceux obtenus par MCO<sup>24</sup>. Les signes et l'ampleur des effets restent en effet assez semblables. On note cependant que, pour la plupart des variables, les effets mesurés sont un peu moins importants. Par exemple, un

23. Pour la période correspondant à la vague 1, le nombre moyen de passagers par autobus en période de pointe (hors pointe) est de 15,49 (11,62). Pour la vague 2 et la vague 3, ces nombres sont respectivement 12,81 (9,7) et 16,27 (11,85).

24. Toutefois, nous pouvons rejeter l'hypothèse d'absence de ces effets aléatoires.

travailleur à temps partiel aurait, en moyenne, un bilan d'émissions inférieur de 16 %, comparativement à 32 % selon les résultats MCO.

Environ 14 % des observations correspondent à des cas où le taux des émissions est nul. Dans la majorité des cas (57 %), cela est dû à l'absence de déplacements durant la journée d'observation. Pour le reste, le répondant s'est déplacé, mais sans utiliser de modes émetteurs. Cette portion non négligeable d'observations à zéro peut être problématique et entraîner un biais dans les estimations obtenues par MCO (voir Wooldridge, 2002). Nous estimons donc à nouveau la spécification (3), mais en utilisant le modèle de régression censurée de type Tobit (voir Wooldridge, 2002). Nous incluons dans ce modèle un effet aléatoire au niveau du répondant. L'estimation se fait grâce à la procédure *xttobit* du logiciel Stata®. Dans le tableau 10, nous ne rapportons pas les coefficients estimés puisque ceux-ci ne peuvent s'interpréter directement. Nous présentons plutôt l'effet marginal total qui peut être comparé avec les résultats obtenus par MCO. Une fois encore, bien que l'on note certaines différences, globalement, les effets sont assez similaires. Le modèle Tobit permet également de mesurer l'effet des facteurs explicatifs sur la probabilité que les émissions soit strictement positives (ou inversement que les émissions soient nulles). En général, les effets vont dans le même sens que les effets sur le niveau moyen des émissions. Par exemple, un répondant féminin a une probabilité inférieure de 5 points de pourcentage que son bilan quotidien d'émissions soit strictement positif. La densité et l'offre de TC semblent aussi réduire la probabilité que les émissions quotidiennes soient strictement positives.

**Tableau 10. Résultats du modèle avec effets aléatoires et du modèle Tobit**

Variables	Modèle 3 Effet aléatoire		Modèle 3 Tobit		
	Coef. (écart-type)	Effet (%)*	effet marginal total (écart-type)	Effet (%)	Effet sur proba[GES>0] (écart-type)
SANS PERMIS	<b>-1 933 (941)</b>	<b>-29</b>	<b>-2 232 (743)</b>	<b>-33</b>	<b>-0,13 (0,05)</b>
FEMME	<b>-1 647 (364)</b>	<b>-24</b>	<b>-1 141 (394)</b>	<b>-17</b>	<b>-0,05 (0,01)</b>
CHEF	-54 (980)		-433 (883)		-0,02 (0,03)
UNIF	424 (452)		482 (406)		0,02 (0,01)
TEMPS PLEIN	Référence		Référence		Référence
ÉTUDIANT	<b>-1 335 (797)</b>	<b>-20</b>	<b>-1 120 (691)</b>	<b>-17</b>	<b>-0,06 (0,04)</b>
TPARTIEL	<b>-1074 (746)</b>	<b>-16</b>	<b>-1 534 (636)</b>	<b>-23</b>	<b>-0,08 (0,04)</b>
RETRAITÉ	<b>-3 068 (686)</b>	<b>-45</b>	<b>-3 073 (538)</b>	<b>-46</b>	<b>-0,18 (0,03)</b>
SANS EMPLOI	<b>-1 498 (669)</b>	<b>-22</b>	<b>-1 859 (561)</b>	<b>-28</b>	<b>-0,10 (0,03)</b>
ÂGE34	-308 (613)		-431 (532)		-0,02 (0,02)
ÂGE35-49	Référence		Référence		Référence
ÂGE50-64	-801 (456)		<b>-829 (391)</b>	<b>-12</b>	<b>-0,04 (0,02)</b>
ÂGE65	1 141 (767)		1 108 (721)		<b>0,05 (0,03)</b>
% INCONNU	<b>-48 (8)</b>	<b>-0,22</b>	<b>-42,3 (7,6)</b>	<b>-0,18</b>	<b>-0,002 (0,000)</b>
PROP	-176 (595)		-38,5 (490)		-0,001 (0,02)
N_ADULTES	<b>-983 (542)</b>	<b>-15</b>	<b>-957 (449)</b>	<b>-14</b>	<b>-0,04 (0,02)</b>
N_ENFANTS	<b>544 (239)</b>	<b>+8</b>	<b>416 (191)</b>	<b>+6</b>	<b>0,02 (0,009)</b>
REVENU_BAS	Référence		Référence		Référence
REVENU_MED	112 (641)		-133 (534)		-0,006 (0,02)
REVENU_HAU	1 173 (816)		753 (671)		0,03 (0,03)
LU	Référence		Référence		Référence
MA	457 (321)		<b>534 (299)</b>	<b>+8</b>	<b>0,02 (0,01)</b>
ME	526 (328)		<b>629 (306)</b>	<b>+9</b>	<b>0,03 (0,01)</b>
JE	<b>559 (332)</b>	<b>+8</b>	<b>624 (310)</b>	<b>+9</b>	<b>0,03 (0,01)</b>
VE	<b>1 544 (334)</b>	<b>+23</b>	<b>1 601 (322)</b>	<b>+19</b>	<b>0,07 (0,01)</b>
WE	<b>-1 590 (293)</b>	<b>-24</b>	<b>-1 285 (259)</b>	<b>-19</b>	<b>-0,06 (0,01)</b>
AUTOMNE					
HIVER	229 (667)		-256 (601)		0,01 (0,02)
PRINTEMPS	38 (432)		-308 (377)		-0,01 (0,01)
ÉTÉ	-214 (325)		-101 (283)		-0,004 (0,01)
DLOG_DOM	<b>-0,42 (0,15)</b>	<b>-1,0</b>	<b>-0,50 (0,13)</b>	<b>-1,2</b>	<b>-0,00002 (0,00001)</b>
DEMPLOI_LT	<b>-0,10 (0,04)</b>	<b>-0,54</b>	<b>-0,11 (0,04)</b>	<b>-0,55</b>	<b>-5,76e-6 (0,00)</b>
% SANS TC	<b>51,8 (3,8)</b>	<b>+2,1</b>	<b>40 (3,4)</b>	<b>+1,6</b>	<b>0,001 (0,00)</b>
BUS/VP	<b>657 (167)</b>	<b>+2,7</b>	<b>580 (147)</b>	<b>+2,3</b>	<b>0,028 (0,007)</b>
CONSTANTE	<b>6 695 (1 580)</b>		--		--
Log likelihood	-38 487		-33 751		
$\sigma_\phi$	2 677 (228)		4 298 (193)		
$\sigma_\mu$	2 911 (295)				

En gras, les paramètres qui sont statistiquement significatifs à un seuil de risque de 10 % ou moins.

\* Les effets sont mesurés relativement à la valeur moyenne des émissions pour l'échantillon (soit 6 735 g). Pour les variables discrètes, on calcule l'effet d'un accroissement d'une unité et, pour les variables continues, on suppose un accroissement de 10 % par rapport à la moyenne.

Plusieurs autres spécifications ont été analysées. Par exemple, nous avons modifié la forme fonctionnelle. Au lieu d'un modèle linéaire, nous avons estimé un modèle de type log-log. Les effets étaient assez similaires, mais cette forme fonctionnelle semblait moins appropriée<sup>25</sup>. Nous avons également testé d'autres facteurs explicatifs. Par exemple, nous avons testé l'effet de prix de l'essence, de la distance entre le domicile et l'arrêt d'autobus le plus proche et le nombre d'arrêts dans un rayon de 500 m. Ces facteurs se sont avérés ne pas avoir d'effet statistiquement significatif ou être très instables. Nous avons aussi essayé d'inclure le coût relatif des déplacements en autobus et en véhicule privé en tenant compte des coûts financiers (essence, prix du billet d'autobus, etc.) et la valeur du temps. Il s'est avéré que cette variable était très corrélée avec la distance parcourue, ce qui biaisait les résultats et donnait des résultats contre-intuitifs<sup>26</sup>. Nous avons aussi examiné comment les résultats varient lorsque les caractéristiques de FU et de TC sont mesurées dans un rayon de 1 km (ou 3 km) plutôt que de 500 m. Les résultats sont relativement comparables. Par exemple, avec le modèle (2), l'élasticité des émissions par rapport à la densité autour du domicile (du lieu d'emploi) est de  $-0.21$  ( $-1.27$ ) lorsqu'elle est mesurée à 1 km et de  $0,33$  ( $-1.12$ ), lorsqu'elle est mesurée dans un rayon de 3 km.

Finalement, dans le tableau 11, nous présentons les résultats lorsque l'on ajoute à la spécification (3) soit la variable  $DT$ , qui mesure la distance entre le domicile et le lieu de travail du répondant, ou la variable  $DC$ , qui mesure la distance entre le domicile et le centre-ville de Québec<sup>27</sup>. En ce qui concerne la variable  $DT$ , il n'est pas évident que cette variable puisse être véritablement considérée comme prédéterminée puisqu'elle résulte d'un choix du répondant. Il est cependant intéressant d'évaluer dans quelle mesure la FU et le TC influencent les émissions lorsque la distance domicile-travail est fixe. On note tout d'abord une nette amélioration du R-carré. La distance domicile-travail est donc, comme on pouvait s'y attendre, un élément qui détermine le bilan des émissions. Sans surprise également, plusieurs des variables qui caractérisent le statut professionnel deviennent non significatives lorsque  $DT$  est inclus (par exemple ÉTUDIANT, TPARTIEL, RETRAITÉ). Notons que, pour les répondants sans emploi ou retraités,  $DT$  est égal à zéro. En ce qui concerne la FU et le TC, les effets de la densité restent assez semblables. Il n'y a que la variable BUS/VP dont le coefficient diminue et devient statistiquement non significatif.

Lorsque l'on inclut la distance entre le domicile et le centre-ville ( $DC$ ), le coefficient de variable « densité de logement » ( $DLOG\_DOM$ ) diminue fortement et devient statistiquement non significatif. Il est donc possible que les résultats obtenus jusqu'à présent concernant l'effet de la densité surestiment

---

25. Le R-carré était en effet nettement inférieur dans ce cas. De plus, ce modèle pose problème puisque le log de zéro n'est pas défini.

26. En effet, le coût monétaire d'un déplacement en autobus ne dépend pas de la distance, alors que, pour l'automobile, le coût du carburant est directement lié à la distance. Le ratio coût en autobus relativement au coût en automobile diminue donc avec la distance du déplacement. Cette variable servait donc de proxy pour la distance des déplacements.

27. Nous plaçons le centre-ville au Parlement de Québec.

l'effet réel de cette variable puisqu'elle capture en partie un effet d'éloignement. En fait, la densité est fortement corrélée avec la distance au centre-ville (la corrélation est de  $-0,66$ ). Ainsi, il n'est pas évident qu'une densification de quartiers éloignés ait véritablement l'effet qui a été mesuré précédemment. L'élasticité des émissions par rapport à la densité de  $-0,2$  obtenue dans la section 4.1 doit donc être vue comme une valeur maximale. En d'autres termes, une politique de densification risque d'avoir une influence moindre sur les émissions, à moins de créer un pôle qui s'apparente à un nouveau centre-ville. Dans la prochaine section, nous décomposons et analysons les émissions de GES par motif et selon le degré de planification des déplacements.

**Tableau 11. Résultats avec la distance domicile-travail**

Variables	Modèle avec DT		Modèle DC	
	Coef. (écart-type)	Effet (%)*	Coef. (écart-type)	Effet (%)*
SANS PERMIS	<b>-2 744 (635)</b>	<b>-40</b>	<b>-2 878 (628)</b>	<b>-43</b>
FEMME	<b>-1 491 (357)</b>	<b>-22</b>	<b>-1 499 (383)</b>	<b>-22</b>
CHEF	-314 (910)		-316 (975)	
UNIF	<b>868 (438)</b>	<b>13</b>	<b>926 (470)</b>	<b>14</b>
TEMPS PLEIN	Référence		Référence	
ÉTUDIANT	-378 (756)		-1 202 (755)	
TPARTIEL	-1 026 (887)		<b>-1 956 (953)</b>	<b>-29</b>
RETRAITÉ	-327 (775)		<b>-3 349 (747)</b>	<b>-50</b>
SANS EMPLOI	1 226 (895)		<b>-1 900 (864)</b>	<b>-28</b>
ÂGE34	-229 (569)		-460 (652)	
ÂGE35-49	Référence		Référence	
ÂGE50-64	<b>-665 (546)</b>	<b>-10</b>	<b>-1 204 (624)</b>	<b>-18</b>
ÂGE65	1 737 (807)		<b>1 612 (842)</b>	<b>24</b>
% INCONNU	<b>-49 (9,9)</b>	<b>-0,22</b>	<b>-43 (9,6)</b>	<b>-0,19</b>
PROP	-241 (498)		-241 (498)	
N_ADULTES	<b>-1 184 (451)</b>	<b>-18</b>	<b>-1 530 (521)</b>	<b>-23</b>
N_ENFANTS	<b>646 (269)</b>	<b>+9</b>	<b>489 (286)</b>	<b>+7</b>
REVENU_BAS	Référence		Référence	
REVENU_MED	380 (572)		351 (591)	
REVENU_HAU	1 164 (780)		1 273 (816)	
LU	Référence		Référence	
MA	380 (311)		382 (322)	
ME	505 (348)		520 (369)	
JE	<b>606 (334)</b>	<b>+9</b>	<b>650 (345)</b>	<b>+9</b>
VE	<b>1 615 (417)</b>	<b>+24</b>	<b>1 610 (431)</b>	<b>+21</b>
WE	<b>-1 331 (353)</b>	<b>-20</b>	<b>-1 412 (368)</b>	<b>-24</b>
AUTOMNE	Référence		Référence	
HIVER	1654 (1221)		1551 (1 210)	
PRINTEMPS	867 (604)		1 015 (611)	
ÉTÉ	439 (437)		717 (454)	
CENTRE	Référence		Référence	
DLOG_DOM	<b>-0,42 (0,14)</b>	<b>-1,01</b>	-0,15 (0,18)	
DEMPLOI_LT	<b>-0,10 (0,04)</b>	<b>-0,55</b>	<b>-0,16 (0,05)</b>	<b>-0,82</b>
% SANS TC	<b>27,6 (5,4)</b>	<b>+1,1</b>	<b>29,8 (6,4)</b>	<b>+1,2</b>
BUS/VP	343,7 (219)		423 (256)	
DT	<b>336,4 (39,5)</b>	<b>+2,8</b>	--	
DC	--		<b>217 (60)</b>	<b>+2,8</b>
CONSTANTE	<b>4 747 (1 431)</b>		<b>5 542 (1 726)</b>	
R-carré	0,26		0,22	
N <sup>bre</sup> obs.	3 812		3 812	

En gras, les paramètres qui sont statistiquement significatifs à un seuil de risque de 10 % ou moins.

\* Les effets sont mesurés relativement à la valeur moyenne des émissions pour l'échantillon (soit 6 735 g). Pour les variables discrètes, on calcule l'effet d'un accroissement d'une unité et pour les variables continues, on suppose un accroissement de 10 % par rapport à la moyenne.

### 4.3 Analyse par motif et degré de planification des déplacements

Dans le tableau 12, nous présentons les résultats des estimations lorsque l'on distingue les émissions selon le motif du déplacement. Nous nous intéressons plus particulièrement aux émissions liées au travail ou aux études, aux loisirs et aux activités de magasinage<sup>28</sup>. Précisons que, pour chaque catégorie, nous estimons le modèle séparément<sup>29</sup>. Nous utilisons la spécification du modèle (3) du tableau 7, sauf pour les émissions liées au magasinage où nous remplaçons les mesures de densité de résidence et d'emploi par des mesures de la densité basées sur le nombre de commerces. Pour les émissions « travail », nous excluons les répondants qui n'ont pas d'emploi, ce qui explique le nombre d'observations plus faible.

Les constatations suivantes peuvent être tirées à partir de l'analyse du tableau 12 :

- Il est plus difficile d'expliquer les variations du taux des émissions « loisirs » et « magasinage » que celles liées au travail. En effet, le R-carré est nettement plus faible pour les émissions « loisirs » et « magasinage »;
- Les femmes produisent systématiquement moins d'émissions que les hommes, sauf pour les activités de magasinage où il n'y pas de différence significative entre les sexes;
- Alors que les répondants chefs de famille semblent produire moins d'émissions liées aux loisirs, un diplôme universitaire favorise ce type d'émissions;
- L'âge semble avoir relativement peu d'effet, sauf pour les émissions « travail » pour les moins de 35 ans et les émissions « loisirs » pour les plus de 65 ans;
- Il semble que le problème de réponse incomplète se manifeste surtout pour des déplacements liés aux loisirs et au magasinage. En effet, la variable « % INCONNU » n'a pas d'effet significatif sur les émissions « travail ». Ceci s'explique probablement par le caractère routinier des déplacements « travail », ce qui doit favoriser leur inclusion dans le carnet d'activités;
- On note des économies d'échelle pour les trois types d'émissions. L'effet est cependant plus marqué pour les émissions « loisirs ». Ce type d'activités est certainement plus propice au covoiturage;
- Les variables sur les jours de la semaine et la saison ont des effets qui sont assez intuitifs;

---

28. Nous ignorons donc les émissions liées aux « retours » et à la catégorie « autres motifs ».

29. En d'autres termes, nous n'estimons pas ici un système d'équation où les termes d'erreur entre les trois types d'émissions seraient corrélés. Ce type d'analyse sera réalisé dans le cadre de recherches ultérieures.

- La densité au domicile et sur le lieu de travail réduit les émissions « travail » et « loisirs ». Pour les activités de magasinage, seule la densité de commerce autour du domicile a un effet significatif. Notons cependant que l'effet est assez limité puisque l'élasticité n'est que de 0,06. L'effet est cependant un peu plus important lorsque l'on mesure la densité de commerce dans un rayon plus large. Avec une mesure basée sur un rayon de 1 km, l'élasticité émission-densité de commerce est de 0,076 et, avec un rayon de 3 km, de 0,26;
- Les indicateurs d'accessibilité et d'offre de TC ont un effet sur les émissions. Notons cependant que, de manière très surprenante, les émissions « travail » ne semblent pas sensibles à la mesure du temps relatif de déplacement en autobus et en véhicule privé (BUS/VP). Par contre, cette mesure a une influence significative sur les émissions « loisirs » et « magasinage ». Ceci est surprenant puisqu'il est généralement admis que l'amélioration de l'offre de TC permettrait surtout de réduire les émissions des déplacements routiniers comme ceux liés au travail. Il est cependant fort probable que le choix de mode de transport pour se rendre au travail soit une décision de long terme qui dépend de nombreux facteurs autres que les temps relatifs. Des recherches complémentaires sont certainement nécessaires pour explorer davantage ce résultat.

**Tableau 12. Analyse du bilan des émissions selon le motif de déplacement**

Variables	Émissions liées au travail		Émissions liées aux loisirs		Émissions liées au magasinage	
	Coef. (écart-type)	Effet (%)*	Coef. (écart-type)	Effet (%)*	Coef. (écart-type)	Effet (%)*
SANS PERMIS	<b>-742 (274)</b>	<b>-35</b>	<b>-674 (206)</b>	<b>-55</b>	<b>-501 (102)</b>	<b>-60</b>
FEMME	<b>-820 (225)</b>	<b>-39</b>	<b>-221 (102)</b>	<b>-18</b>	15 (77)	
CHEF	17,2 (361)		<b>-967 (451)</b>	<b>-79</b>	174 (151)	
UNIF	-164 (274)		<b>414 (137)</b>	<b>34</b>	55 (80)	
TEMPS PLEIN	Référence		Référence		Référence	
ÉTUDIANT	<b>-894 (300)</b>	<b>-42</b>	183 (299)		49 (151)	
TPARTIEL	<b>-1 453 (339)</b>	<b>-70</b>	-370 (224)		4,69 (139)	
RETRAITÉ	--		-200 (222)		107 (152)	
SANS EMPLOI	--		-67 (213)		<b>334 (174)</b>	<b>+40</b>
AGE34	<b>-460 (264)</b>	<b>-22</b>	-62 (208)		48 (130)	
AGE35-49	Référence		Référence		Référence	
AGE50-64	-480 (317)		-168 (158)		-96 (103)	
AGE65	190 (980)		<b>598 (321)</b>	<b>+49</b>	171 (206)	
% INCONNU	-2,0 (6,2)		<b>-11 (2,6)</b>	<b>-0,28</b>	<b>-10 (1,6)</b>	<b>-0,38</b>
PROP	-68,5 (251)		-182 (188)		<b>249 (99)</b>	<b>+29</b>
N_ADULTES	<b>-549 (253)</b>	<b>-26</b>	<b>-445 (166)</b>	<b>-36</b>	-144 (87)	
N_ENFANTS	122 (129)		-89 (76)		36 (43)	
REVENU_BAS	Référence		Référence		Référence	
REVENU_MED	15,6 (342)		0,1 (240)		115 (128)	
REVENU_HAU	408 (419)		303 (322)		167 (156)	
LU	Référence		Référence		Référence	
MA	-51,1 (151)		121 (118)		<b>199 (107)</b>	<b>+23</b>
ME	292 (230)		154 (140)		<b>57 (95)</b>	
JE	68 (225)		177 (134)		<b>213 (107)</b>	<b>+25</b>
VE	-19 (254)		<b>647 (166)</b>	<b>+53</b>	<b>455 (121)</b>	<b>+54</b>
WE	<b>-2304 (263)</b>	<b>-109</b>	<b>676 (138)</b>	<b>+55</b>	<b>191 (105)</b>	<b>+23</b>
AUTOMNE	Référence		Référence		Référence	
HIVER	659 (523)		311 (295)		-103 (163)	
PRINTEMPS	-29 (322)		285 (202)		-97 (82)	
ÉTÉ	-60 (264)		<b>540 (159)</b>	<b>+44</b>	-109 (82)	
DLOG_RES	<b>-0,15 (0,08)</b>	<b>-1,1</b>	<b>-0,10 (0,04)</b>	<b>-1,4</b>	--	
DEMPLOI_LT	<b>-0,07 (0,02)</b>	<b>-1,2</b>	<b>-0,02 (0,01)</b>	<b>-0,81</b>	--	
DCOM_DOM	--		--		<b>-1,5 (0,74)</b>	<b>-0,62</b>
DCOM_LT					0,77 (0,61)	
% SANS TC	<b>8,6 (3,4)</b>	<b>1,4</b>	<b>9,8 (2,3)</b>	<b>+2,2</b>	-0,02 (1,05)	
BUS/VP	69,3 (132)		<b>155 (75)</b>	<b>+3,5</b>	<b>253 (48)</b>	<b>+8,2</b>
CONSTANTE	<b>3 998 (892)</b>		<b>1 568 (644)</b>		-405 (325)	
R-carré	0,19		0,07		0,05	
N <sup>bre</sup> obs.	2 690		3 812		3 812	

Les **écarts**-types sont robustes à la corrélation des observations d'un même ménage.

En gras, les paramètres qui sont statistiquement significatifs à un seuil de risque de 10 % ou moins.

\* Les effets sont mesurés relativement à la valeur moyenne des émissions pour l'échantillon (soit 2 100 g pour les émissions liées au travail, 1 222 g pour celles motivées par les loisirs et 845 g pour les activités de magasinage). Pour les variables discrètes, on calcule l'effet d'un accroissement d'une unité et pour les variables continues, on suppose un accroissement de 10 % par rapport à la moyenne.

On peut aussi classer les émissions d'un répondant selon qu'elles sont générées par des déplacements routiniers, planifiés ou impulsifs. Dans le carnet d'enquête, le répondant devait classer le déplacement selon cette typologie. Spécifiquement, un déplacement est considéré comme planifié s'il n'était pas routinier (c.-à-d. s'il n'est pas répété de manière habituelle) et est décidé au moins une heure à l'avance. S'il est décidé moins d'une heure à l'avance, il est considéré comme impulsif. Le tableau 13 présente les résultats du modèle (3) estimé séparément pour chaque type d'émissions (routinières, planifiées, impulsives). Dans la mesure où les émissions routinières sont dominées par les déplacements liés au travail, les résultats sont assez près de ceux du tableau 12. Notons aussi que les économies d'échelle au sein du ménage semblent concerner davantage les déplacements impulsifs. Sans surprise, ce type de déplacement est plus important en fin de semaine et en été. La FU semble aussi avoir peu d'effet sur les émissions liées à des déplacements impulsifs. Par contre, comme précédemment, on note que la variable BUS/VP n'a pas d'effet significatif sur les émissions routinières, mais bien sur les émissions planifiées et impulsives.

**Tableau 13. Analyse du bilan des émissions selon le degré de planification**

Variables	Émissions liées à des déplacements routiniers		Émissions liées à des déplacements planifiés		Émissions liées à des déplacements impulsifs	
	Coef. (écart-type)	Effet (%)*	Coef. (écart-type)	Effet (%)*	Coef. (écart-type)	Effet (%)*
SANS PERMIS	<b>-828 (356)</b>	<b>-27</b>	<b>-1 273 (263)</b>	<b>-61</b>	<b>-770 (230)</b>	<b>-53</b>
FEMME	<b>-927 (244)</b>	<b>-30</b>	-254 (183)		<b>-346 (148)</b>	<b>-24</b>
CHEF	389 (576)		-27 (273)		-494 (458)	
UNIF	13 (292)		<b>488 (225)</b>	<b>+23</b>	85 (162)	
TEMPS PLEIN	Référence		Référence		Référence	
ÉTUDIANT	<b>-961 (416)</b>	<b>-31</b>	-266 (274)		-8,2 (337)	
TPARTIEL	<b>-1 419 (546)</b>	<b>-46</b>	-89 (481)		<b>-674 (259)</b>	<b>-47</b>
RETRAITÉ	<b>-2 740 (459)</b>	<b>-88</b>	-194 (318)		-391 (310)	
SANS EMPLOI	<b>-1 968 (520)</b>	<b>-64</b>	422 (411)		-21 (365)	
AGE34	<b>-731 (411)</b>	<b>-24</b>	-183 (269)		<b>457 (246)</b>	<b>+32</b>
AGE35-49	Référence		Référence		Référence	
AGE50-64	<b>-1 085 (393)</b>	<b>-35</b>	<b>-472 (272)</b>	<b>-23</b>	69 (229)	
AGE65	450 (550)		-89 (399)		<b>806 (348)</b>	<b>+58</b>
% INCONNU	<b>-21,4 (5,6)</b>	<b>-0,21</b>	<b>-17 (4,5)</b>	<b>-0,25</b>	<b>-9,6 (4,3)</b>	<b>-0,20</b>
PROP	6,7 (375)		-124 (259)		329 (206)	
N_ADULTES	-350 (311)		<b>-627 (218)</b>	<b>-30</b>	<b>-586 (178)</b>	<b>-40</b>
N_ENFANTS	194 (168)		168 (112)		<b>191 (112)</b>	<b>+13</b>
REVENU_BAS	Référence		Référence		Référence	
REVENU_MED	<b>538 (322)</b>	<b>+17</b>	-87 (248)		-90 (273)	
REVENU_HAU	<b>809 (485)</b>	<b>+26</b>	530 (331)		210 (343)	
LU	Référence		Référence		Référence	
MA	-82 (218)		74 (210)		<b>398 (184)</b>	<b>+27</b>
ME	198 (221)		155 (247)		197 (158)	
JE	226 (251)		311 (246)		77 (149)	
VE	<b>528 (270)</b>	<b>+17</b>	<b>640 (262)</b>	<b>+30</b>	<b>509 (169)</b>	<b>+35</b>
WE	<b>-1 953 (267)</b>	<b>-63</b>	-17 (220)		<b>459 (151)</b>	<b>+32</b>
AUTOMNE	Référence		Référence		Référence	
HIVER	567 (534)		226 (541)		598 (549)	
PRINTEMPS	413 (412)		-16 (288)		25 (210)	
ÉTÉ	56 (287)		-44 (230)		<b>379 (179)</b>	<b>+26</b>
DLOG_DOM	<b>-0,32 (0,11)</b>	<b>-1,7</b>	<b>-0,15 (0,05)</b>	<b>-1,2</b>	-0,07 (0,05)	
DEMPLOI_LT	<b>-0,12 (0,03)</b>	<b>-1,4</b>	-0,03 (0,01)		-0,01 (0,01)	
% SANS TC	<b>15,8 (4,1)</b>	<b>+1,4</b>	<b>9,05 (2,4)</b>	<b>+1,2</b>	<b>6,5 (2,1)</b>	<b>+1,2</b>
BUS/VP	-42 (163)		<b>321 (99)</b>	<b>+4,3</b>	<b>373 (79)</b>	<b>+7,4</b>
CONSTANTE	<b>5 163 (1 002)</b>		<b>1 701 (724)</b>		516 (596)	
R-carré	0,18		0,07		0,06	
N <sup>bre</sup> obs.	3 812		3 812		3 812	

Les écarts-types sont robustes à la corrélation des observations d'un même ménage.  
 En gras, les paramètres qui sont statistiquement significatifs à un seuil de risque de 10 % ou moins.

\* Les effets sont mesurés relativement à la valeur moyenne des émissions pour l'échantillon (soit 3 084 g pour les émissions routinières, 2 088 g pour les émissions planifiées et 1 446 g pour les émissions impulsives). Pour les variables discrètes, on calcule l'effet d'un accroissement d'une unité et, pour les variables continues, on suppose un accroissement de 10 % par rapport à la moyenne.

## 5. IMPLICATIONS ET CONCLUSIONS

Notre analyse visait deux objectifs : i) établir un bilan des émissions de GES causées par les déplacements courants des particuliers dans la région de Québec; et ii) analyser ses déterminants. Nous avons établi que les résidents de Québec produisaient en moyenne 6,7 kg de CO<sub>2</sub>e par jour durant leurs déplacements. Le niveau d'émissions varie cependant considérablement entre les individus. Notre analyse statistique a mis en évidence le rôle majeur que peuvent jouer les caractéristiques socioéconomiques pour expliquer ces variations. Plus spécifiquement, nous pouvons relever les points suivants :

- Les personnes sans permis de conduire, celles qui n'ont pas d'emploi à temps plein et les femmes ont en moyenne un bilan d'émissions nettement plus modeste;
- À partir de 50 ans, on note une réduction des émissions de GES liées à la mobilité. Après 65 ans, cette baisse est liée au statut de retraité;
- La composition familiale du ménage joue également un rôle important dans le bilan des émissions. Si la présence d'enfants de moins de 16 ans accroît le niveau des émissions des adultes, on note surtout des économies d'échelle non négligeables en fonction du nombre d'adultes;
- Un revenu élevé est associé à un bilan des émissions plus important. Cet effet n'est cependant pas toujours statistiquement significatif. Ceci peut cependant être lié à l'imprécision de notre mesure du revenu familial.

Quant à l'influence de la FU et de l'offre du TC, nous montrons qu'il existe des différences marquées dans le bilan selon la zone de résidence, et cela, même lorsque l'on tient compte de l'effet des caractéristiques socioéconomiques. Par exemple, un résident qui habite en périphérie émet 70 % plus de GES qu'un résident qui a les mêmes caractéristiques, mais qui réside au centre-ville. Par contre, nous montrons aussi que les différents indicateurs caractérisant la FU et le TC ont individuellement des effets relativement faibles. Par exemple, nous obtenons qu'un accroissement de 10 % de la densité résidentielle aboutirait, au mieux, à une réduction de 2 % des émissions engendrées par les déplacements. Cela peut paraître contradictoire avec les différences marquées qui existent entre les zones de résidence. Toutefois, ce ne l'est pas puisque les caractéristiques de la forme urbaine de l'offre de TC sont très marquées entre les différentes zones de la région. Par exemple, la densité résidentielle est en moyenne huit fois plus importante au centre-ville qu'en périphérie. Nos résultats sont, en fait, tout à fait conformes à ceux obtenus par Bento et al. (2005) aux États-Unis. Ces auteurs analysent l'influence de la FU et de l'offre de TC sur le nombre de voitures possédées par un ménage, la distance parcourue, les choix de modes de transport. L'analyse s'effectue sur des données se rapportant à 114 villes américaines en 2001. Ils montrent que les indicateurs de FU et de TC ont des effets significatifs sur les choix de transport, mais que la magnitude de ces effets est faible (c.-à-d. que toutes les élasticités sont inférieures à 0,1 en valeur absolue). Toutefois, lorsque l'on modifie simultanément et de manière radicale ces différents indicateurs, l'effet peut devenir non négligeable. Par

exemple, sur la base de leurs résultats, ils montrent qu'il serait possible de réduire de 25 % l'utilisation de l'automobile en transformant la FU et l'offre de TC de la ville d'Atlanta (une ville conçue pour l'automobile) pour la faire correspondre aux caractéristiques urbaines de la ville de Boston. Cela supposerait cependant des transformations majeures puisque cela impliquerait notamment une augmentation de plus de 60 % de la densité de population!

Nos résultats ont deux implications importantes pour les politiques publiques :

- 1) Les changements dans la structure sociodémographique de la population devraient jouer un rôle déterminant dans l'évolution future des émissions liées au transport des personnes. Selon nos résultats, le vieillissement de la population devrait favoriser la baisse des émissions. Par contre, l'accroissement du pourcentage de personnes vivant seules pourrait avoir l'effet contraire. Ainsi, des politiques publiques favorisant l'augmentation du nombre d'adultes par ménage pourraient donc avoir une influence positive sur le bilan des émissions de GES.
- 2) Il semble possible de réduire les émissions liées au transport urbain en modifiant la FU et l'offre de TC. Toutefois, nos résultats montrent que des changements radicaux dans le tissu urbain sont nécessaires pour réduire les émissions de manière significative. Évidemment, cela pose la question des coûts, mais aussi du temps que de tels changements pourraient prendre. Par contre, des changements marginaux dans le tissu urbain (par exemple une politique de densification « douce ») ne devraient pas mener à des réductions d'émissions marquées.

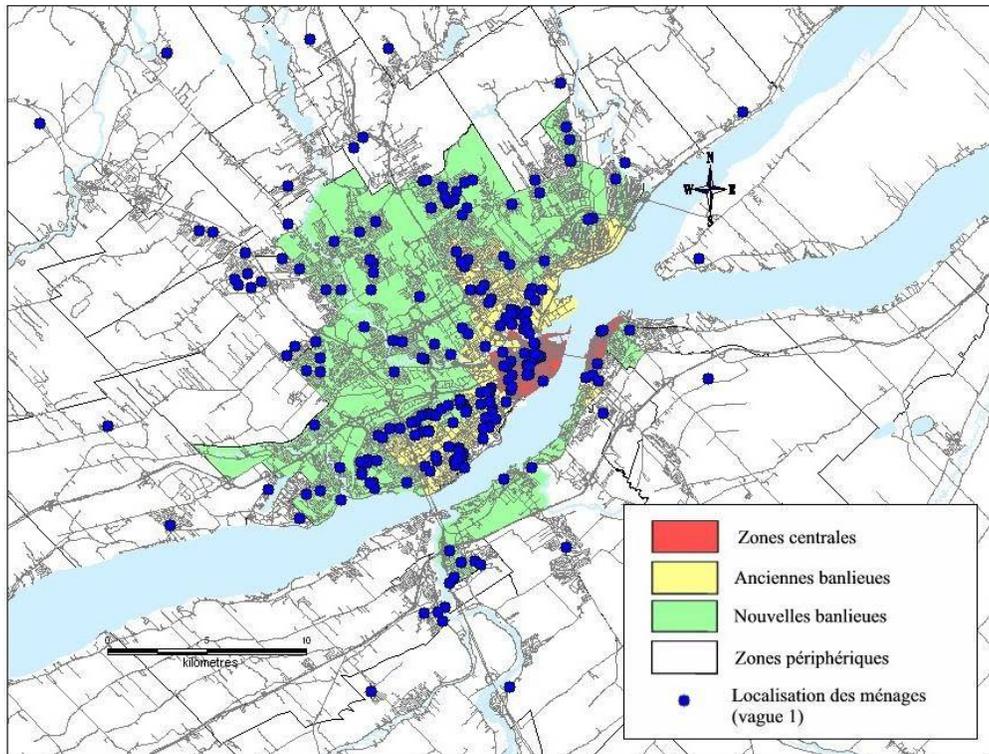
Finalement, il est important de préciser les limites de notre analyse en soulignant des pistes pour de futures recherches. Premièrement, plusieurs améliorations pourraient être effectuées quant à notre mesure des émissions. Il serait notamment utile d'améliorer la mesure des émissions du transport en commun (tenir compte de la vitesse, des taux de chargement de chaque trajet) et de tenir compte des conditions climatiques (p. ex., départ à froid). Deuxièmement, l'analyse de l'influence de la FU et de l'offre de TC est difficile dans la mesure où il existe plusieurs indicateurs et que ceux-ci sont en général fortement corrélés. Il serait utile tout d'abord d'améliorer certains indices que nous avons utilisés. Par exemple, il faudrait tenir compte de la fréquence des lignes d'autobus et des temps d'attente. Il serait aussi important de tenir compte des contraintes sur le stationnement qui jouent certainement un rôle non négligeable dans le choix des modes de transport. Il pourrait aussi être utile de synthétiser les différents indicateurs en développant une typologie fine des quartiers. Troisièmement, il serait possible de développer un modèle qui explique simultanément les différents aspects qui influencent le bilan des émissions. Il pourrait s'agir, par exemple, d'un système d'équations pour expliquer le bilan des émissions, la distance parcourue, le taux d'émissions et le choix de localisation du ménage. Quatrièmement, la question de l'existence de biais d'autosélection devra être réexaminée. Si des études récentes suggèrent que ce biais semble sous contrôle lorsque l'on inclut dans l'analyse les principales caractéristiques socioéconomiques, cette question n'est pas encore

complètement réglée. Cinquièmement, la taille de l'échantillon que nous avons utilisé est très limitée et ne concerne qu'une région. Il serait donc pertinent de refaire l'analyse sur des données plus vaste et qui se rapportent à d'autres régions. Les enquêtes OD seraient une source à considérer, même si elles sont moins détaillées que les données du panel que nous avons exploité dans ce rapport.



## Annexe A

### CARTE DE LA RÉGION DE QUÉBEC ET LOCALISATION DES MÉNAGES SONDÉS



#### Liste des municipalités visées par l'enquête panel :

Beauport, Boischatel, Cap-Rouge, Charlesbourg, Charny, Lac-Beauport, Lac-Saint-Charles, L'Ancienne-Lorette, L'Ange-Gardien, Lévis, Loretteville, Québec, Saint-Augustin-de-Desmaures, Sainte-Foy, Sainte-Hélène-de-Breakeyville, Saint-Émile, Sainte-Pétronille, Saint-Étienne-de-Lauzon, Saint-Gabriel-de-Valcartier, Saint-Jean-Chrysostome, Saint-Joseph-de-la-Pointe-de-Lévy, Saint-Lambert-de-Lauzon, Saint-Rédempteur, Saint-Romuald, Shannon, Sillery, Stoneham-et-Tewkesbury, Vanier, Val-Bélair



## Annexe B

### DÉFINITION DES DÉPLACEMENTS

Un déplacement est défini comme une activité qui implique un changement de lieu (c.-à-d. une origine qui est différente de la destination). Nous excluons :

- Les observations où le répondant indique un mode de transport ou une durée de déplacement, mais où l'origine est la même que la destination, c'est-à-dire « des déplacements sans changement de lieu »;
- Les déplacements non motorisés (vélo, marche) qui correspondent à des « promenades », c'est-à-dire dont le but n'est pas de changer de lieu. Ces activités sont identifiées à partir du motif de l'activité (p. ex., « aller promener le chien », « promenade dans le parc », « faire de l'exercice »);
- Les déplacements de longues distances, soit les déplacements dont la distance est comprise entre 60 et 100 km si l'activité est rapportée comme « non routinière » et tous les déplacements de plus de 100 km. Les déplacements qui se déroulent entièrement hors région sont également exclus;
- Les déplacements pour lesquels nous sommes incapables de géolocaliser l'origine ou la destination.

Le tableau 1-B montre pour chaque vague l'importance de chaque catégorie d'observations exclues.

**Tableau 1-B. Nombre d'observations supprimées par critère et par vague**

	Vague 1	Vague 2	Vague 3	Total
Sans changement de lieu	950	128	62	1 140
Promenade	531	212	118	861
Géolocalisation manquante	655	15	13	683
Longue distance et hors région	175	61	18	253
Déplacements pris en compte	10 823	2 630	2 304	15 749



## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

BABIN, André, Pierre FOURNIER et Louis GOUVRIEL (204). *Modèle d'émission des polluants et des GES et modèle de consommation des carburants pour MOTREM*, rapport de travail, ministère des Transports du Québec.

BARLA Philippe, Nathalie BOUCHER et Guillaume DESROSIERS (2008). *Caractérisation du parc de véhicules légers immatriculés au Québec en 2003, 2004 et 2005 en termes d'efficacité énergétique et d'émissions de gaz à effet de serre*, rapport du CDAT soumis à l'Agence de l'efficacité énergétique et au ministère des Transports du Québec.

BARLA Philippe, Luis F. MIRANDA-MORENO et Nikolas SAVARD-DUQUET (2010). *Forme urbaine et mobilité : Que dit la recherche?*, rapport de recherche du CDAT soumis au ministère des Transports du Québec.

BENTO, Antonio M., Maureen L. CROPPER, Ahmed MUSHFIQ MOBARAK and Katja VINHA (2005). "The effects of urban spatial structure on travel demand in the United States", *The Review of Economics and Statistics*, 87(3): 466-478.

BHAT, Chandra R. and Jessica Y. GUO (2007). "A comprehensive analysis of built environment characteristics on household residential choice and auto ownership levels", *Transportation Research Part B*, 41, 506-526.

BROWNSTONE, David and Thomas F. GOLOB (2009). "The impact of residential density on vehicle usage and energy consumption", *Journal of Urban Economics*, 65, 91-98.

FANG, Hao Audrey (2008). "A discrete-continuous model of households' vehicle choice and usage, with an application to the effects of residential density", *Transportation Research Part B*, 42, 736-758.

LEE-GOSSELIN, M.E.H (2005) "A data collection strategy for perceived and observed flexibility in the spatio-temporal organization of household activities and associated travel", in TIMMERMANS, H.J.P. *Progress in Activity-Based Analysis*, Elsevier, 355-371.

MINISTÈRE DU DÉVELOPPEMENT DURABLE, DE L'ENVIRONNEMENT ET DES PARCS (2008). *Inventaire Québécois des émissions de gaz à effet de serre en 2006 et leur évolution depuis 1990*, Direction des politiques de la qualité atmosphérique.

NATIONAL RESEARCH COUNCIL (2009). *Driving and the Built Environment: The effects of compact development on motorized travel, energy use, and CO2 emissions*, Transportation Research Board Special Report 298.

PINJARI, Abdul Rawoof, Ram M. PENDYALA, Chandra R. BHAT and Paul A. WADDELL (2007). "Modeling residential sorting effects to understand the impact of the built environment on commute mode choice", *Transportation*, 34-557-573, DOI 10.1007/s11116-007-9127-7.

POTOGLOU, Dimitris and Pavlos S. KANAROGLOU (2008). "Modelling car ownership in urban areas: a case study of Hamilton, Canada", *Journal of Transport Geography*, 16, 42-54.

RESSOURCES NATURELLES CANADA (2005). *Guide de données sur la consommation d'énergie 1990 et 1997 à 2003*, Office de l'efficacité énergétique.

TECSULT INC. (2008). *Inventaire global des émissions de gaz à effet de serre de l'agglomération de Québec*, rapport final soumis à la ville de Québec.

TREMBLAY Pierre (2007). « Modélisation des transports à l'échelle régionale : survol des approches utilisées à Transports-Québec », 42<sup>nd</sup> congress of the Quebec Association of Transportation and Roads.

VANDERSMISSEN Marie-Hélène, Paul VILLENEUVE and Marius THÉRIAULT (2004). "What about Effective Access to Cars in Motorized Households?", *The Canadian Geographer*, 48(4), 488-504.

WOOLDRIDGE Jeffrey (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.



