

Élasticités et effet rebond des véhicules légers au Canada

Clément Figueras de Stoutz

Mots-clés : Effet rebond ; élasticités ; demande ; essence ; Canada

Keywords : Rebound effect ; elasticities ; demand ; gasoline ; Canada

Résumé

Bien que la réduction des émissions de gaz à effet de serre liées aux véhicules légers soit un impératif, les politiques environnementales peuvent se heurter à deux écueils : l'effet rebond et une demande d'essence inélastique. Si un véhicule est plus économe en essence, mais qu'il est utilisé plus souvent, cela atténue les économies d'énergie attendues (effet rebond). De même, l'augmentation du prix de l'essence via la tarification du carbone a peu d'effet sur la demande si celle-ci est peu sensible (inélastique) au prix.

Afin de déterminer la valeur de ces paramètres pour les véhicules légers au Canada, j'utilise des données sur les dix provinces entre 2000 et 2019 pour estimer un modèle à trois équations simultanées de la demande globale de kilomètres parcourus, du parc automobile et de l'efficacité énergétique.

Tandis que l'effet rebond vaut 9 % à court terme et 30 % à long terme, la demande d'essence s'avère inélastique dans les deux cas. Ces valeurs sont globalement cohérentes avec celles de la littérature. Une hausse du prix de l'essence réduit donc davantage le pouvoir d'achat que la consommation. À long terme, une hausse de 10 % de l'efficacité énergétique du carburant augmenterait de 3 % la distance parcourue.

Abstract

Although reducing greenhouse gas emissions is an imperative, environmental policies can run into two pitfalls: the rebound effect and inelastic demand for gasoline. If a vehicle is more fuel-efficient but is used more often, this reduces the expected energy savings (rebound effect). Similarly, increasing the price of gasoline via carbon pricing has little effect on demand if it is not very sensitive (inelastic) to price.

To determine the value of these parameters for light vehicles in Canada, I use data for the ten provinces between 2000 and 2019 to estimate a simultaneous three-equation model of aggregate demand for kilometers traveled, vehicle fleet and fuel efficiency.

While the rebound effect is worth 9 % in the short term and 30 % in the long term, gasoline demand is found to be inelastic in both cases. These values are broadly consistent with those found in the literature. A rise in gasoline prices therefore reduces purchasing power rather than consumption. Similarly, in the long term, a 10 % increase in fuel efficiency would increase distance travelled by 3 %.

Pour citer cet article

Figueras de Stoutz, C. (2024). Élasticités et effet rebond des véhicules légers au Canada. *Facteurs humains : revue en sciences humaines et sociales de l'Université Laval*, 1(1), 138-159. <https://doi.org/10.62920/3jpwpp86>

© L'auteur, 2024. Publié par *Facteurs humains : revue en sciences humaines et sociales de l'Université Laval*. Ceci est un article en libre accès, diffusé sous licence [Attribution 4.0 International \(CC BY 4.0\)](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)



Introduction

Contexte

À l'heure où les conséquences des dérèglements climatiques (feux de forêt, inondations, tempêtes, etc.) deviennent patentés, la réduction des émissions de gaz à effet de serre (GES) constitue un objectif majeur¹. Le 12 décembre 2015, 194 pays réunis dans le cadre de la COP21 ont signé l'Accord de Paris afin de limiter la hausse moyenne de la température mondiale à 2 °C, voire à 1,5 si possible, d'ici la fin du siècle.

Comme le montre le [tableau 1](#), avec près de 724 millions de tonnes équivalent CO₂ (Mt. éq. CO₂), le Canada était le sixième plus gros émetteur de GES en 2019 selon l'OCDE. Ramené à sa population, cela représentait 19,2 tonnes par habitant, ce qui le classait troisième, derrière les États-Unis (20,2) et l'Australie (21,9).

Aussi, dans le cadre de sa Stratégie pour le milieu du siècle, présentée en 2016 à la COP22 de Marrakech, le Canada vise une réduction nette de ses émissions de 80 % en 2050 par rapport au niveau de 2005, soit une baisse de plus de 585 Mt. éq. CO₂ (ECCC, 2016)².

Tableau 1. Classement des dix pays de l'OCDE ayant émis le plus de GES en 2019

Rang	Mt. éq. CO ₂	Tonnes éq. CO ₂ /habitant
1	États-Unis (6 618)	Australie (21,9)
2	Russie (2 137)	États-Unis (20,2)
3	Japon (1 208)	Canada (19,2)
4	Allemagne (795)	Kazakhstan (18,8)
5	Mexique (737)	Luxembourg (17,3)
6	Canada (724)	Nouvelle-Zélande (16,1)
7	Corée du Sud (701)	Russie (14,6)
8	Australie (555)	Corée du Sud (13,5)
9	Turquie (509)	Islande (13,1)
10	Afrique du Sud (498)	Irlande (12,4)
	OCDE (15 464)	OCDE (11,3)

Source : OCDE (2023).

Les émissions liées au transport représentent un élément déterminant dans cet objectif de réduction. En effet, en 2019, sur les 724 Mt. éq. CO₂ émises par le Canada, plus de 23 % provenaient de ce secteur ([figure 1](#)). Cela en fait le second secteur le plus émetteur après celui de l'exploitation pétrolière et gazière qui émit quant à lui 201 Mt. éq. CO₂, soit près de 28 % du total. Hormis un léger creux entre 2010 et 2019, sa part ne fit qu'augmenter depuis 1990 ([figure 3](#)). C'est la raison pour laquelle la stratégie pour 2050 prévoit de réduire de plus de 60 % les émissions nettes du secteur des transports d'ici 2050 par rapport à 2005³. Dans le détail

¹ Ce travail doit beaucoup au Pr. Philippe Barla, à qui j'adresse tous mes remerciements pour ses conseils et son accompagnement. Je tiens également à remercier Iris Laugier, François Arès, Mathieu Trudelle, Pouingnè Palm, Henri Le Jouan et Hajar El Khoudri de l'Université Laval, ainsi que Marcel Ignace Fodjo, Henoc Jules, Joas Louis-jeune et Privas Oronce Tohoundo de l'Université de Montréal, sans qui mon cheminement n'eût pas été le même.

² L'objectif de réduction pour 2030 est de 40 à 45 % par rapport à 2005 (ECCC, 2022, p. 9). Selon ECCC (2023a), le Canada est « sur la bonne voie pour atteindre [l']objectif » (p. 7).

³ Voir le Tableau A2 de ECCC (2016), p. 101.

(figure 2), parmi les 170 Mt. éq. CO₂ émises par le secteur des transports, plus de la moitié était due aux véhicules légers, c'est-à-dire les voitures et les camions légers (moins de 3 855 kg) destinés au transport de passagers.

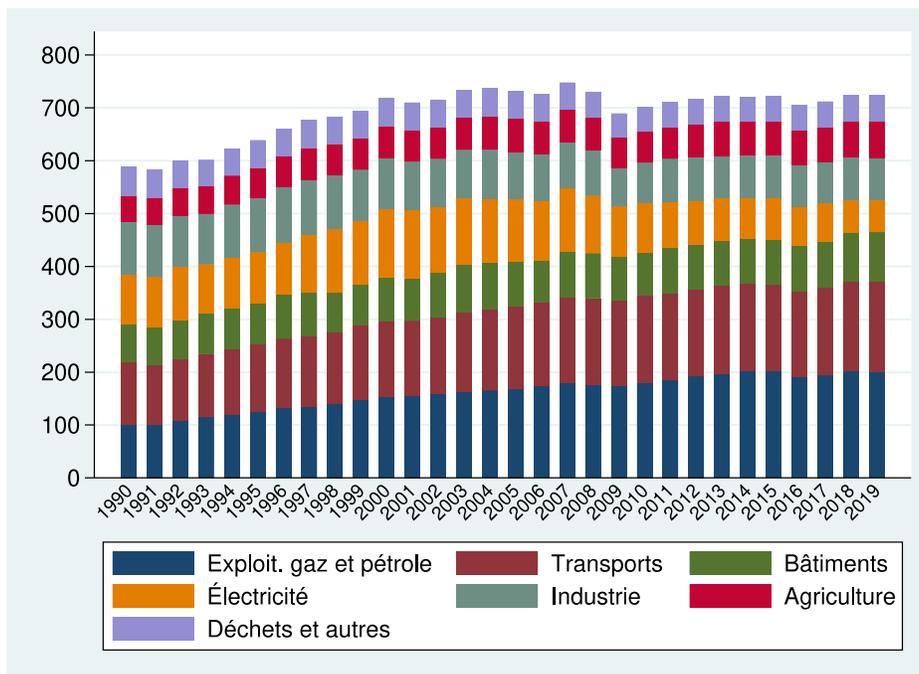


Figure 1. Évolution des GES au Canada : émissions de GES du secteur des transports, par secteur (en Mt éq. CO₂)⁴.

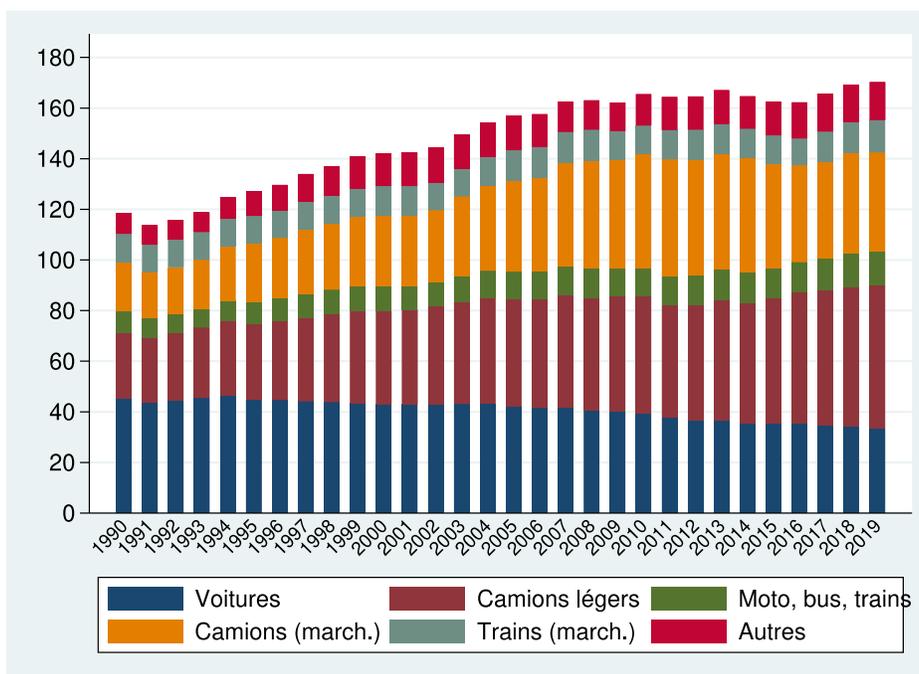


Figure 2. Évolution des GES au Canada : Émissions de GES du secteur des transports, par type de véhicule (en Mt. éq. CO₂).

⁴ Les graphiques des figures 1, 2 et 3 ont été produits par l'auteur de cet article à partir de ECCC (2023b).

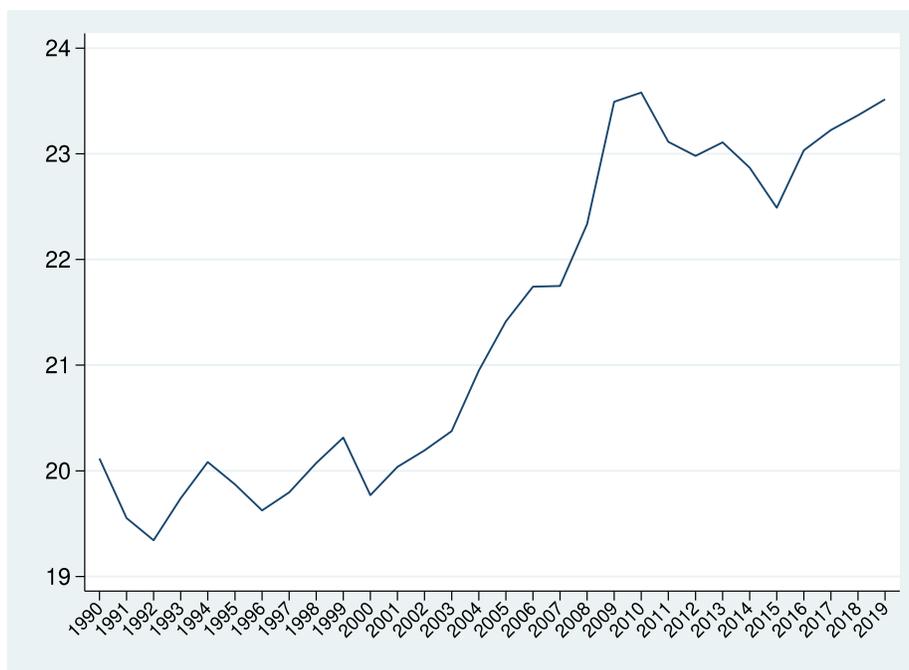


Figure 3. Évolution des GES au Canada : Part du secteur des transports dans le total des émissions de GES au Canada (en %).

Deux solutions et leurs limites

Prix du carbone et élasticité-prix de la demande

L'enjeu des externalités négatives a déjà été traité dès le début du XX^e siècle par Pigou (1920). Les émissions de gaz à effet de serre d'origine humaine, quelles que soient leurs causes, engendrent des coûts sociaux non pris en compte dans le calcul économique qui mènent à la production génératrice de ces GES. Aussi, la solution proposée consiste à donner un prix du carbone pour qu'il puisse être intégré dans les calculs coûts-avantages des agents.

Ce prix peut soit être fixé directement par une taxe carbone, ou prendre la forme d'un système de « droits à polluer ». Ces deux mesures ont montré leur efficacité en matière de réduction des GES. À l'aide de la méthode du contrôle synthétique, Andersson (2019) conclut par exemple que les émissions liées au transport ont diminué de 11 % en Suède à la suite de l'instauration d'une taxe carbone, et que cette réduction est en grande partie due à cette mesure. Concernant les quotas d'émission, Dechezleprêtre et al. (2023) utilisent une approche d'appariement et de différence en différences⁵ pour montrer que le système européen de droits d'émission (EU-ETS) a directement réduit les émissions de GES d'environ 10 % entre 2005 et 2012.

Au Canada, l'approche pancanadienne pour une tarification de la pollution par le carbone 2023-2030 (ECCC, 2021) fixe à au moins 80 \$ la tonne éq. CO₂ en 2024 et ce prix augmentera de 15 \$ par an jusqu'en 2030, pour atteindre 170 \$ par tonne. Ce système fédéral se substitue aux politiques provinciales ayant un tarif plus faible⁶. Dans le cas des émissions de GES des véhicules légers, le prix du carbone se répercuterait dans le prix payé à la pompe. Ainsi, en 2023, le prix du carbone résultant du Système de plafonnement et d'échange de

⁵ La différence en différences consiste, comme en médecine, à comparer un groupe de traitement, auquel une politique a été administrée, à un groupe contrôle. L'appariement est une méthode statistique permettant de constituer le groupe de contrôle.

⁶ Pour plus de détails, voir ECCC (2023c).

droits d'émission de gaz à effet de serre (SPEDE) pratiqué par le Québec augmenterait de 8,8 cents le prix du litre d'essence, et de 11.2 cents celui du diesel selon Lajoie et al. (2023).

Une alternative à la taxation du carburant pourrait être de taxer l'achat de véhicules selon leur niveau d'efficacité énergétique. En modélisant la demande de véhicules grâce à des données de panel sur sept pays européens, Grigolon et al. (2018) ont cependant montré que la taxation directe du carburant est plus efficace pour en réduire la consommation et a un impact moins prononcé sur le bien-être.

Il faut garder à l'esprit que l'efficacité d'une taxe carbone en matière de baisse de la consommation de carburant s'accroît avec la valeur de l'élasticité-prix de la demande. En effet, avec une valeur nulle, soit une demande parfaitement inélastique, la quantité demandée est fixe et ne dépend pas du prix, donc la taxe n'aura aucun effet. De même, avec une demande inélastique, caractérisée par une élasticité-prix comprise entre 0 et 1, la hausse du prix serait supérieure à la baisse de la quantité demandée, ce qui réduirait d'autant le pouvoir d'achat des ménages. Dans certains cas, cette dégradation peut mener à des mouvements sociaux et aboutir à une suspension, voire à un retrait, de ces mesures environnementales. En France, par exemple, la taxe carbone, entrée en vigueur en 2014, valait 7 € par tonne équivalent CO₂ et devait augmenter chaque année pour atteindre 100 € en 2030. Or, en 2018, année où la taxe valait 44,6 € par tonne, le gouvernement décida de geler son montant à la suite des manifestations du mouvement des Gilets jaunes. À ce titre, la valeur de l'élasticité-prix de la demande d'essence constitue donc un outil important de politique publique afin de s'assurer de l'acceptabilité sociale de la tarification du carbone.

De la même manière, la croissance économique et la hausse des revenus qu'elle engendre pourraient venir accroître la consommation d'essence, toutes choses égales par ailleurs, à moins que l'élasticité-revenu de la demande d'essence soit inférieure à 1.

Efficacité énergétique et effet rebond

Une autre politique repose sur la mise en place de contraintes techniques plus importantes afin d'inciter les constructeurs à rendre leurs véhicules plus efficaces, c'est-à-dire plus économes en énergie. Or, cette plus grande efficacité ne réduirait les émissions de GES qu'à condition que les usagers n'en profitent pas pour rouler davantage, ce qui compenserait, voire annulerait, les réductions induites par la plus grande performance des véhicules. Il s'agit de l'effet rebond (ER), déjà mis en lumière dès le XIX^e siècle par Jevons (1865). Ouyang et al. (2010) rappellent son équation :

$$ER(\%) = \frac{(\text{Économies estimées} - \text{Économies réelles})}{\text{Économies estimées}} \times 100$$

Un effet rebond de 20 % signifie, par exemple, que seuls 80 % des économies d'énergie attendues se sont concrétisées. Zhang et al. (2017) soulignent qu'il existe cinq types d'effets rebond :

1. Un effet de super-conservation (ER < 0), dans lequel les économies réelles sont supérieures à ce que l'amélioration technologique permettait d'espérer.
2. Un effet nul (ER = 0), autrement dit des économies réelles égales à leurs estimations.
3. Un effet partiel (0 < ER < 1), soit une augmentation de la consommation moins que proportionnelle à l'amélioration énergétique.
4. Un effet rebond unitaire (ER = 1), qui implique que la hausse de la consommation d'énergie compense exactement les économies.

5. Un « retour de flamme » ($ER > 1$), c'est-à-dire une augmentation de la consommation d'énergie plus que proportionnelle à une amélioration de l'efficacité énergétique.

Il est important de noter que ces deux mesures (tarification du carbone et meilleure efficacité énergétique) peuvent se compléter. Toujours en Suède, Brännlund et al. (2007) ont montré qu'une augmentation de l'efficacité énergétique de 20 % augmenterait les émissions de CO₂ d'environ 5 %. Aussi, pour ramener ces émissions à leur niveau initial, il faudrait augmenter la valeur de la taxe carbone de 130 %.

Travaux antérieurs et objectifs de recherche

Dans ce contexte, la détermination de l'élasticité-prix de la demande d'essence ainsi que de l'effet rebond semble un préalable à la mise en œuvre des deux politiques publiques décrites précédemment.

Ce travail s'inscrit dans un vaste champ de recherches couvrant de nombreux pays et ayant recours à des méthodologies variées. La méta-analyse de Dimitropoulos et al. (2018) regroupe 74 études et conclut que l'effet rebond se situe entre 10 et 12 % à court terme et entre 26 et 29 % à long terme. Elle note cependant que la variation des estimations est importante et peut s'expliquer principalement par les différences dans l'horizon temporel, la mesure d'élasticité ainsi que le type de données et l'approche économétrique utilisés dans les études primaires. En ce qui concerne l'élasticité-prix de la demande d'essence, la méta-analyse de Brons et al. (2008) arrive à une valeur de 34 % à court terme et de 84 % à long terme.

Aux États-Unis, une très récente étude de Kilian et Zhou (2024) propose une nouvelle méthodologie qui exploite les différences systématiques entre les États américains dans la répercussion des chocs pétroliers sur les prix de détail de l'essence. Ils montrent que la valeur de l'élasticité ne tend pas vers 0 depuis les années 1980 et est stable à 20 % depuis 2016.

Au Canada, les deux études principales sont celles de Barla et al. (2009) et de Moshiri et Aliyev (2017). La première reprend le modèle à trois équations simultanées de Small et Van Dender (2007) sur les kilomètres parcourus, le stock de véhicules et le taux de consommation d'essence et l'applique à des données provinciales entre 1990 et 2004. Ses résultats aboutissent à un effet rebond de 8 % à court terme et d'un peu moins de 20 % à long terme, ainsi qu'à une élasticité-prix de la demande d'essence comprise entre 11 et 13 % à court terme et entre 26 et 30 % à long terme.

La seconde utilise des données d'enquête sur les dépenses des ménages couvrant la période 1997-2009 afin d'estimer des modèles de demande d'essence de type AIDS, QUAIDS et SUR⁷. À long terme, la valeur de leur effet rebond varie entre 82 et 88 % et l'élasticité-prix s'élève à 88 %.

Ces deux articles sont très représentatifs des deux types d'études dans ce domaine : celles utilisant des données désagrégées sur les ménages ou les individus, et celles faisant appel à des données agrégées sur l'ensemble d'une province ou d'un pays. Les résultats du premier groupe sont généralement très riches, mais varient souvent d'une étude à l'autre, la limite des études désagrégées étant la faible disponibilité des données et la faible variabilité temporelle, qui rend difficile l'estimation précise des élasticités-prix.

⁷ AIDS (Almost Ideal Demand System) est un modèle de demande introduit par Deaton et Muellbauer (1980) puis étendu par Banks et al. (1997) via le modèle QUAIDS (Quadratic Almost Ideal Demand System). SUR (Seemingly unrelated regressions) est un ensemble d'équations de régression proposé par Zellner (1962).

Le présent travail s’inscrit dans le second groupe en reprenant le type de données agrégées et la méthodologie de Barla et al. (2009), mais sur une période plus récente. Cette actualisation permettra de voir si les paramètres d’intérêts ont changé et, si oui, dans quel sens. En effet, les données présentement utilisées s’étendent de 2000 à 2019, contre 1990-2004 pour l’étude de référence, et des évolutions structurelles ont eu lieu durant ces quinze années. En particulier, les véhicules électriques ou hybrides ont pris une place non négligeable dans le parc automobile canadien ces dernières années⁸. Cette transition a peut-être modifié la dépendance des automobilistes aux carburants fossiles, et donc la valeur de l’élasticité-prix de la demande.

Bien que la source principale du présent travail (Ressources Naturelles Canada, 2022) soit identique à celle de Barla et al. (2009), ces nouvelles données ne constituent pas leur suite directe, car il y a eu une rupture dans leur méthodologie de calcul. Ceci empêche une simple fusion des deux bases de données. De même, malgré un chevauchement de cinq ans (2000-2004) entre les bases de données, exclure volontairement cette période pour commencer l’étude en 2004 ferait perdre 50 observations, soit plus de 25 % du total.

1 Stratégie empirique et données

1.1 Stratégie empirique

1.1.1 Un modèle à trois équations simultanées

Ce travail reprend le modèle à trois équations développé par Small et Van Dender (2007) pour le kilométrage par adulte (KA), le stock de véhicules légers par adulte (SA) et le taux de consommation d’essence (CR). Ces trois variables sont fonction du PIB par tête (GDP), du taux d’urbanisation (Urban) et d’une tendance temporelle (Trend). KA et SA dépendent également du coût de l’essence par kilomètre parcouru (PKM), SA dépend de l’indice du prix d’un véhicule neuf (PVI) et CR dépend de l’indice du prix de l’essence (GPI).

Ces fonctions prennent la forme suivante⁹ :

Équation 1

$$KA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 KA_{i,t-1} + \alpha_2 SA_{it} + \alpha_3 PKM_{it} + \alpha_4 GDP_{it} + \alpha_5 Urban_{it} + \alpha_6 Trend_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{1,it}$$

Équation 2

$$SA_{it} = \beta_0 + \beta_1 SA_{i,t-1} + \beta_2 KA_{it} + \beta_3 PKM_{it} + \beta_4 GDP_{it} + \beta_5 PVI_{it} + \beta_6 Urban_{it} + \beta_7 Trend_{it} + \beta_i + \varepsilon_{2,it}$$

Équation 3

$$CR_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 CR_{i,t-1} + \gamma_2 KA_{it} + \gamma_3 GPI_{it} + \gamma_4 GDP_{it} + \gamma_5 Urban_{it} + \gamma_6 Trend_{it} + \gamma_i + \varepsilon_{3,it}$$

Note : $i = 1, \dots, 9$ provinces¹⁰ ; $t = 1, \dots, 20$ années et $\alpha_i, \beta_i, \gamma_i$ des effets fixes provinciaux.

⁸ Selon Statistique Canada (2023), les voitures électriques à batterie, hybrides et hybrides rechargeables représentaient 4,6 % du total des immatriculations de véhicules neufs au Canada en 2017, contre 8,1 % en 2018 et 12,2 % en 2019.

⁹ À l’exception de Trend et Urban, les variables sont exprimées en logarithme afin de calculer les élasticités. Pour fluidifier la lecture, la notation $\log(x)$ ou $\ln(x)$ n’est pas utilisée dans la présentation des [équations 1 à 3](#).

¹⁰ Bien que les données disponibles couvrent 10 provinces, seuls neuf effets fixes sont inclus afin d’éviter une multicolinéarité parfaite avec la constante de chacune des équations.

1.1.2 Les coefficients d'intérêt

Dans l'équation 1, l'inclusion de PKM permettra de déterminer l'élasticité-prix des kilomètres parcourus et celle de GDP leur élasticité-revenu. Intuitivement, une hausse du coût d'un kilomètre parcouru (PKM) devrait avoir un impact négatif sur cette variable (le coefficient α_3 sera négatif) tandis qu'une hausse du revenu, représenté par le PIB/tête (GDP), devrait l'accroître (le coefficient α_4 sera positif), ce qui signifierait que l'usage d'un véhicule est un bien normal.

Dans l'équation 2, une hausse du prix des véhicules neufs (PVI) devrait réduire le stock de véhicules par adulte (le coefficient β_5 sera négatif) et l'inclusion de cette variable servira à déterminer l'élasticité-prix du stock. Comme pour l'équation précédente, l'effet d'une hausse du revenu sur le stock devrait être positif (le coefficient β_4 sera positif), ce qui impliquerait que les véhicules légers soient des biens normaux.

De même, dans l'équation 3, une hausse de l'indice du prix de l'essence (GPI) devrait agir négativement sur le taux de consommation (le coefficient γ_3 sera négatif). Cependant, la valeur attendue de γ_4 est ambiguë, car la hausse du revenu pourrait permettre l'achat de véhicules plus performants (ce qui réduirait le taux de consommation), mais cette même hausse permettrait aussi d'acheter des véhicules plus utilitaires ou confortables, donc plus énergivores.

Enfin, chacune des variables d'intérêt va dépendre de sa valeur à la période précédente. Cet aspect autorégressif permettra de capter l'inertie propre à des variables de ce type. Afin de prendre en compte les différences interprovinciales inobservables, des effets fixes sont intégrés.

Par ailleurs, la variable Trend est incluse pour capter la tendance temporelle, et la variable Urban devrait avoir un impact négatif sur les variables d'intérêt (les coefficients $\alpha_5, \beta_6, \gamma_5$ seront négatifs), car le fait de vivre en milieu urbain augmente la proximité des points d'intérêt (commerces, travail, loisirs) ainsi que la quantité et la qualité des transports en commun, aux dépens des véhicules. Rivers et Schaufele (2017) ont ainsi montré que les consommateurs canadiens vivant dans les zones urbaines denses sont plus sensibles aux changements des prix du carburant que les consommateurs vivant en périphérie urbaine.

Il s'agit d'un modèle simultané en raison de la présence de certaines variables d'intérêt dans l'équation caractérisant d'autres variables d'intérêt. Par exemple, l'achat d'un véhicule supplémentaire (une hausse de SA) est susceptible d'augmenter la distance totale parcourue (KA)¹¹, d'où son inclusion dans l'équation 1. Dans le même temps, plus la distance parcourue est importante, plus il est intéressant de posséder de nombreux véhicules, d'où l'inclusion de KA dans l'équation 2. Pareillement, le fait d'acheter un nouveau véhicule plus économe pourrait réduire le taux de consommation d'essence, d'où la présence de KA dans l'équation 3. Enfin, puisque le coût de l'essence par kilomètre parcouru (PKM) correspond au taux de consommation (CR) multiplié par l'indice du prix de l'essence (PKM = CR x GPI), KA et SA dépendent bien de CR.

1.1.3 Les enjeux économétriques

Selon Green (2012), les méthodes de pleine information sont plus sensibles aux erreurs de spécification. Aussi, les équations seront estimées séparément. De même, Baltagi (2005) rappelle que la présence d'effets

¹¹ Parce que les trajets qui s'effectuaient auparavant en covoiturage le sont maintenant séparément, par exemple.

fixes provinciaux et de variables dépendantes retardées biaise l'estimateur Within (FE) traditionnel et le rend non-convergent. Ce biais tend vers zéro à mesure que la taille T de la dimension temporelle augmente, or ici $T = 19$ (20 années moins un retard), ce qui en limite l'ampleur.

De plus, certaines variables sont endogènes, donc corrélées avec le terme d'erreur, ce qui fait que l'hypothèse d'exogénéité n'est plus satisfaite et que les estimateurs seront biaisés. La solution courante à ce biais est d'estimer ce modèle à effets fixes à l'aide de la méthode des doubles moindres carrés ordinaires (FE-2SLS). Le [tableau 2](#) ci-dessous détaille les variables endogènes et les instruments utilisés.

Dans l'[équation 1](#), KA_{t-1} est endogène, car décalée, comme discuté, et SA et PKM le sont en raison des effets de rétroaction également discutés. Il en va de même pour SA_{t-1} , KA et PKM dans l'[équation 2](#), ainsi que pour CR_{t-1} et KA dans l'[équation 3](#). Les instruments utilisés sont les variables strictement exogènes du modèle, soit le PIB/tête (GDP), le taux d'urbanisation (Urban), le prix des véhicules neufs (PVI) ainsi que le prix de l'essence (GPI) et leurs valeurs retardées.

Tableau 2. Variables endogènes et instruments pour l'estimation en FE-2SLS

Équation	Endogènes	Instruments
1	KA, KA_{t-1} , SA, PKM	GDP, GDP_{t-1} , Urban, $Urban_{t-1}$, PVI, PVI_{t-1} , GPI, GPI_{t-1} ,
2	SA, SA_{t-1} , KA, PKM	
3	CR, CR_{t-1} , KA	

Note : Les instruments sont identiques pour les trois équations.

1.2 Données

Les données utilisées pour cette étude concernent les dix provinces du Canada¹² de 2000 à 2019, pour un total de 200 observations. Ces données de panel proviennent de Ressources naturelles Canada (2022)¹³ et de Statistiques Canada (2022a ; 2022b ; 2022 c ; 2022d). Le [tableau 3](#) ci-dessous présente les statistiques descriptives des variables d'intérêt. Il permet de voir que, sur cette période, un adulte canadien a parcouru plus de 12 000 kilomètres, que les Canadiens possédaient moins d'un véhicule par adulte, qu'ils ont consommé 9,8 L/100 km, que l'essence coûtait 14 cents par kilomètre parcouru, et que plus de 70 % des Canadiens vivaient dans des aires urbaines.

Tableau 3. Statistiques descriptives des variables

Nom	Définition	Moyenne	SD	Min	Max
KA	Kilomètres parcourus par adulte	12 209	2 347	7 728	16 540
SA	Véhicules par adulte	0,71	0,086	0,54	0,95
CR	Litres d'essence par km	0,098	0,008	0,081	0,115
PKM	Indice du coût de l'essence par km	14,11	2,63	8,70	19,61
PVI	Indice du prix des véhicules neufs (2002 = 100)	97,05	5,36	83,4	110,1

¹² Les données des trois Territoires sont incluses dans celles de la Colombie-Britannique.

¹³ Tableaux 1, 4, 5, 7, 8, 10, 20, 21 et 34.

Nom	Définition	Moyenne	SD	Min	Max
GPI	Indice du prix de l'essence (2002 = 100)	144,85	27,71	97,8	200,57
GDP	PIB par tête (dollars de 2012)	51 839	13 515	32 905	85 756
Urban	Part de la population dans les aires urbaines (%)	70,55	12,47	46,60	90,03

Note : Les données s'étendent de 2000 à 2019, sauf Urban qui commence en 2001. Cette variable a en effet été calculée à partir de Statistique Canada (2022d), dont les données ne débutent qu'en 2001, en divisant le nombre d'habitants des régions situées à l'extérieur des régions métropolitaines de recensement et des agglomérations de recensement par la population totale. Les données de Barla et al. (2009) pour cette variable s'étendaient jusqu'à l'an 2000, mais les méthodologies de calcul n'étant pas les mêmes, il n'a pas été possible de compléter les présentes données avec les leurs.

Les figures 4 et 5 présentent quant à elles l'évolution temporelle de la moyenne de certaines de ces variables dans l'ensemble des provinces étudiées. Sur la figure 4, il apparaît que le stock de véhicules (S), la population (P) ainsi que le nombre de kilomètres parcourus (K) ont tous trois augmenté entre 2000 et 2019. Ces hausses sont cependant inégales, car celle du parc automobile (+50 %) dépasse largement celle de la population (+30 %) et du kilométrage (+25 %). Jusqu'en 2005, S et K croissaient au même rythme, mais dès 2006, K a stagné en alternant des hausses et des baisses tandis que S poursuivait sa croissance, qui s'est même accélérée à partir de 2012.

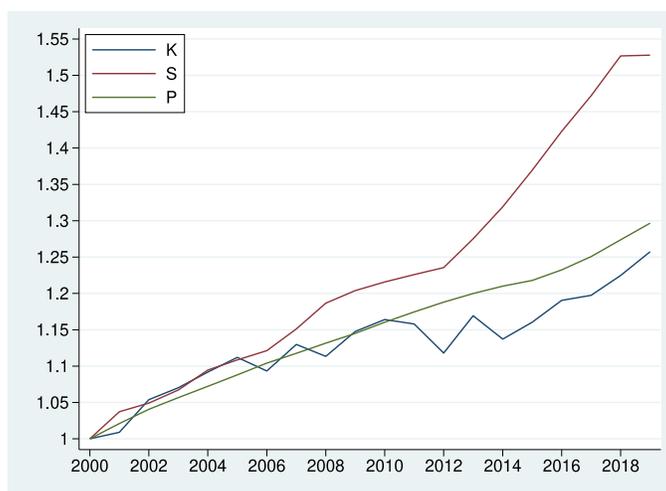


Figure 4. Évolution des moyennes annuelles canadiennes entre 2000 et 2019 (2000 = 1) : Kilomètres parcourus (K), stock (S) et nombre d'adultes (P).

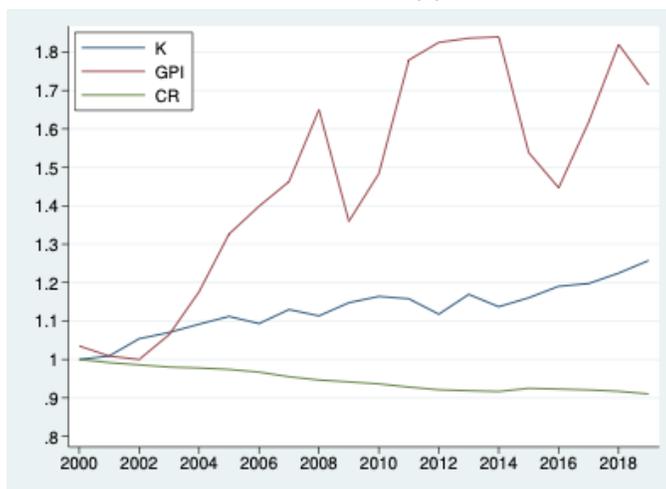


Figure 5. Évolution des moyennes annuelles canadiennes entre 2000 et 2019 (2000 = 1) : Kilomètres parcourus (K), indice du prix de l'essence (GPI) et taux de consommation (CR).

Sur la [figure 5](#), les baisses du prix de l'essence (GPI) consécutives à la crise de 2008 et au contre-choc pétrolier de 2015-2016 se reflètent dans l'évolution de son indice. Au total, et bien que sa croissance n'ait pas été régulière, le prix du carburant a augmenté de plus de 70 % en moyenne au Canada en 2019 par rapport à l'an 2000. Cette évolution en dents de scie ne semble pas, a priori, avoir d'incidence flagrante sur le kilométrage des véhicules légers.

Enfin, la [figure 5](#) permet également de voir que le taux de consommation d'essence (CR) de ce type de véhicules baisse continuellement depuis l'an 2000. Malgré une très légère hausse en 2015, ce taux a diminué de près de 10 % en 20 ans.

Le [tableau 4](#) permet d'apprécier les différences interprovinciales de la valeur moyenne des trois variables d'intérêt sur l'ensemble de la période. Il apparaît par exemple que la Colombie-Britannique est la province dont le kilométrage était le plus faible, avec une moyenne de 8 771 kilomètres parcourus par adulte, soit 42 % de moins que l'Île-du-Prince-Édouard qui est quant à elle la province avec le kilométrage le plus élevé (15 107 km/adulte en moyenne). En ce qui concerne le parc automobile, dans aucune des dix provinces canadiennes, les adultes ne possédaient plus d'un véhicule. La consommation moyenne d'essence est inférieure à 10 L/100 km dans toutes les provinces sauf en Alberta et en Saskatchewan ainsi que dans le Manitoba où elle frôle même les 11 L/100 km.

Tableau 4. Variations entre les provinces des kilomètres parcourus par adulte (KA), du stock de véhicules par adulte (SA) et du taux de consommation d'essence (CR, en L/100 km)

Province	KA	SA	CR
NL	12 894	0,7	9,85
PEI	15 107	0,8	9,85
NS	14 489	0,7	8,38
NB	13 914	0,8	9,14
QC	10 559	0,7	9,51
ON	12 424	0,6	9
MB	10 037	0,7	10,95
SK	13 719	0,8	10,72
AB	10 106	0,7	10,55
BC	8 771	0,6	9,82

2 Résultats et discussion

2.1 Estimation du modèle

L'estimation de l'équation 1 fournit les résultats détaillés dans le [tableau 5](#). Avant tout, il faut noter que l'estimation par MCO d'une part, et celle par 2SLS d'autre part, donnent des résultats quelque peu différents. Aussi, un test de Hausman a été réalisé pour vérifier si ces différences sont systématiques et il s'avère qu'elles ne le sont pas ($\chi^2(6)=2,71$), ce qui favorise l'estimation par MCO. Les tests de Fisher réalisés sur les premières étapes de l'estimation 2SLS, c'est-à-dire les régressions des variables endogènes sur les instruments,

rejetent l'hypothèse nulle¹⁴ selon laquelle les instruments sont faibles, autrement dit peu liés aux variables endogènes¹⁵.

Les résultats obtenus par le modèle MCO sont conformes à ceux attendus (voir [section 2.1](#)). À en juger par la valeur du coefficient α_1 , le kilométrage par adulte (KA) possède une certaine inertie ; le coefficient α_3 associé au prix de l'essence par kilomètre est significativement négatif et le coefficient α_4 lié au PIB par tête est significativement positif. En revanche, le coefficient α_5 associé au taux d'urbanisation n'est pas significatif, ce qui signifierait que cette variable n'aurait pas de lien avec le kilométrage. Ce dernier résultat contre-intuitif pourrait provenir de sa faible variabilité temporelle¹⁶.

En ce qui concerne les effets provinciaux, seuls les coefficients associés à la Nouvelle-Écosse, au Québec et à l'Ontario sont significatifs. Cela signifie que, toutes choses égales par ailleurs, le kilométrage moyen par adulte est supérieur dans ces provinces à celui de la Colombie-Britannique, qui est la province de référence.

Tableau 5. Estimation de l'équation 1

KA	FE	FE-2SLS
KA _{t-1}	0,6969*** (0,0526)	0,8062*** (0,1820)
SA	0,0066 (0,0911)	0,0958 (0,2379)
PKM	-0,0921** (0,0433)	-0,0860** (0,0435)
GDP	0,370 2** (0,1643)	0,2403 (0,1886)
Urban	0,0030 (0,0071)	-0,0016 (0,0098)
Trend	-0,0015 (0,0022)	-0,0010 (0,0033)
Terre-Neuve-et-Labrador	0,1549 (0,2715)	-0,0287 (0,3994)
Île-du-Prince-Édouard	0,3432 (0,2214)	0,1009 (0,3664)
Nouvelle-Écosse	0,2805* (0,1681)	0,0972 (0,2878)
Nouveau-Brunswick	0,2678 (0,1956)	0,0616 (0,3201)
Québec	0,1154** (0,0550)	0,0462 (0,0951)
Ontario	0,0714** (0,0304)	0,0538 (0,0548)
Manitoba	0,1284 (0,1201)	0,0310 (0,1789)
Saskatchewan	0,0833 (0,2049)	-0,0520 (0,3111)
Alberta	-0,1185 (0,1003)	-0,1176 (0,1244)
Constante	-1,2474 (1,7424)	-0,4138 (2,1875)
N	190	180
R ² ajusté	90,57 %	90,21 %

Notes : Écart-type entre parenthèses. *** $p < 1$ %, ** $p < 5$ %, * $p < 10$ %.

¹⁴ $F(8,171) = 14,82^{***}$ pour KA_{t-1}, $F(8,171) = 14,72^{***}$ pour SA et $F(8,171) = 119,16^{***}$ pour PKM.

¹⁵ Des instruments faibles affectent la convergence de l'estimateur des variables instrumentales, et les écarts-types ainsi générés sont « très grands ».

¹⁶ Tandis que son écart-type entre (*between*) est égal à 13,03, son écart-type à l'intérieur (*within*) ne vaut que 1,41.

Le résultat du test d’Hausman lié aux estimations de l’équation 2 incite à nouveau à considérer un modèle MCO plutôt que 2SLS ($\chi^2(7)=5,52$). À nouveau, les tests de Fisher rejettent l’hypothèse selon laquelle les instruments seraient faibles¹⁷. Les deux estimations sont présentées dans le [tableau 6](#).

Comme pour l’équation précédente, la valeur du coefficient β_1 indique que le stock de véhicules légers par adulte possède une inertie qui le fait dépendre de sa valeur passée. Contrairement aux résultats attendus, le coefficient β_4 associé au PIB par tête n’est pas significatif, ce qui implique qu’une hausse du revenu par habitant ne semble pas accroître la demande de véhicules, toutes choses étant égales par ailleurs. En revanche, le coefficient β_5 représentant l’effet des prix sur la demande est significativement négatif, ce qui est conforme à son signe attendu. Aucun des effets provinciaux n’est significatif, ce qui implique que le stock de véhicules par adulte dans chacune des provinces n’est pas significativement différent de celui de la Colombie-Britannique, toutes choses étant égales par ailleurs. De même, comme pour l’équation 1, le coefficient du taux d’urbanisation est non-significatif.

Tableau 6. Estimation de l’équation 2

SA	FE	FE-2SLS
SA _{t-1}	0,7853*** (0,0510)	0,8443*** (0,2624)
KA	-0,0097 (0,0285)	0,2019 (0,1519)
PKM	-0,0085 (0,0270)	0,0068 (0,0336)
GDP	0,0467 (0,0910)	0,0620 (0,1217)
PVI	-0,1015** (0,0511)	-0,1419 (0,0881)
Urban	0,0010 (0,0038)	-0,0065 (0,0057)
Trend	0,0013 (0,0012)	0,0020 (0,0033)
Terre-Neuve-et-Labrador	0,0527 (0,1426)	-0,3055 (0,2352)
Île-du-Prince-Édouard	0,0953 (0,1164)	-0,2464 (0,2229)
Nouvelle-Écosse	0,0444 (0,0883)	-0,2224 (0,1802)
Nouveau-Brunswick	0,0743 (0,1028)	-0,2195 (0,1933)
Québec	0,0308 (0,0292)	-0,0564 (0,0594)
Ontario	-0,0031 (0,0164)	-0,0599 (0,0469)
Manitoba	0,0275 (0,0635)	-0,1284 (0,1080)
Saskatchewan	0,0634 (0,1077)	-0,2403 (0,1877)
Alberta	0,0079 (0,0543)	-0,0853 (0,0793)
Constante	-0,1192 (0,9251)	-1,3954 (1,3079)
N	190	180
R ² ajusté	92,22 %	89,63 %

Notes : Écart-type entre parenthèses. *** p<1 %, ** p<5 %, * p<10 %.

¹⁷ F(8,171) = 13,99*** pour SA_{t-1}, F(8,171) = 16,99*** pour KA et F(8,171) = 119,16*** pour PKM.

Enfin, le [tableau 7](#) regroupe les résultats des estimations de l'[équation 3](#). Le test de Hausman comparant l'estimation par MCO à 2SLS incite cette fois-ci à utiliser la seconde¹⁸, mais uniquement au seuil de 10 %, avec $\chi^2(6)=10,96$. Les discussions ci-dessous concernent donc la colonne 3.

Là encore, à en juger par la valeur et la significativité du coefficient associé à sa valeur en t-1, la variable dépendante CR possède une forte inertie. Comme dans le cas du parc automobile, il ne semble pas y avoir d'effet revenu puisque le coefficient γ_4 associé au PIB par tête n'est pas significatif. En revanche, il y a un effet prix fortement significatif. Le taux de consommation d'essence n'est pas non plus corrélé avec le taux d'urbanisation. Enfin, l'absence de significativité statistique des effets provinciaux implique que la consommation d'essence dans ces provinces ne semble pas différente de celle de la Colombie-Britannique.

Tableau 7. Estimation de l'[équation 3](#)

CR	FE	FE-2SLS
CR _{t-1}	0,7178*** (0,0447)	0,8522*** (0,0802)
KA	-0,0096* (0,0054)	-0,0037 (0,0253)
GPI	-0,0290*** (0,0045)	-0,0253*** (0,0046)
GDP	0,0042 (0,0171)	0,0040 (0,0200)
Urban	0,0003 (0,0007)	0,0005 (0,0011)
Trend	-0,0006* (0,0003)	-0,0000 (0,0004)
Terre-Neuve-et-Labrador	0,0116 (0,0266)	0,0182 (0,0460)
Île-du-Prince-Édouard	0,0157 (0,0213)	0,0175 (0,0446)
Nouvelle-Écosse	-0,0365** (0,0184)	-0,0119 (0,0451)
Nouveau-Brunswick	-0,0114 (0,0193)	0,0022 (0,0425)
Québec	-0,0067 (0,0056)	-0,0017 (0,0138)
Ontario	-0,0236*** (0,0049)	-0,0143 (0,0125)
Manitoba	0,0362*** (0,0124)	0,0250 (0,0177)
Saskatchewan	0,0308 (0,0195)	0,0223 (0,0311)
Alberta	0,0208** (0,0101)	0,0126 (0,0106)
Constante	-0,4895** (0,2046)	-0,274 5 (0,3103)
N	190	180
R ² ajusté	99,47 %	99,44 %

Notes : Écart-type entre parenthèses. *** $p < 1\%$, ** $p < 5\%$, * $p < 10\%$.

2.2 Valeur des élasticités et de l'effet rebond

Comme l'ont montré Small et Van Dender (2007), puisque les variables sont exprimées en logarithme, les élasticités-prix peuvent se calculer selon les formules du [tableau 8](#) et les élasticités-revenu selon celles du

¹⁸ Les tests de Fisher rejettent encore une fois l'hypothèse de faiblesse des instruments, avec $F(8,171) = 11,89***$ pour CR_{t-1} et $F(8,171) = 16,99***$ pour KA.

[tableau 9](#). De même, les équations permettant de calculer les élasticités associées de la demande d'essence sont présentées dans le [tableau 10](#).

Il est important de noter que ces dernières ne peuvent être soumises à des tests d'hypothèses statistiques. En effet, puisque les équations d'où elles proviennent n'ont pas été estimées simultanément, il est impossible de rapporter des écarts-types et donc de procéder à de tels tests.

Tableau 8. Formules des élasticités-prix

KA-PKM	
Court terme	α_3
Long terme	$\frac{\alpha_3}{1-\alpha_1}$
SA-PKM	
Court terme	β_3
Long terme	$\frac{\beta_3}{1-\beta_1}$
CR-GPI	
Court terme	γ_3
Long terme	$\frac{\gamma_3}{1-\gamma_1}$

Tableau 9. Formules des élasticités-revenu

KA-GDP	
Court terme	α_4
Long terme	$\frac{\alpha_4}{1-\alpha_1}$
SA-GDP	
Court terme	β_4
Long terme	$\frac{\beta_4}{1-\beta_1}$
CR-GDP	
Court terme	γ_4
Long terme	$\frac{\gamma_4}{1-\gamma_1}$

Tableau 10. Formules des élasticités de la demande

Élasticité	Équation	Coefficient
Court terme		
Prix (ε_P^S)	$\varepsilon_{KA,PKM}^S + \varepsilon_{CR,GPI}^S$	$a_3 + \gamma_3$
Revenu (ε_R^S)	$\varepsilon_{KA,GDP}^S + \varepsilon_{CR,GDP}^S$	$a_4 + \gamma_4$
Long terme		
Prix (ε_P^L)	$\varepsilon_{KA,PKM}^L + \varepsilon_{CR,GPI}^L$	$\frac{a_3}{1-a_1} + \frac{\gamma_3}{1-\gamma_1}$
Revenu (ε_R^L)	$\varepsilon_{KA,GDP}^L + \varepsilon_{CR,GDP}^L$	$\frac{a_4}{1-a_1} + \frac{\gamma_4}{1-\gamma_1}$

Sur la base des estimations précédentes et des équations qui viennent d'être présentées, le [tableau 11](#) regroupe les valeurs des différentes élasticités¹⁹. Ainsi, on remarque aux lignes 5 et 6 qu'un doublement du prix du carburant ne réduit le taux de consommation des véhicules légers que de 2,5 % à court terme (I.C. 95 % = [1,6 % ; 3,4 %]) et de 17,1 % à long terme (I.C. 95 % = [0,6 % ; 34,8 %]). Cela signifie que cette variable est inélastique aussi bien à court terme qu'à long terme. Il en est de même aux lignes 1 et 2 pour le nombre de kilomètres parcourus par adulte (9,2 % à court terme et 30,4 % à long terme). Dans les deux cas, l'augmentation à long terme de la valeur de leur élasticité semble logique et peut s'expliquer par des changements de comportement ou de véhicules qui font que la sensibilité à une hausse de prix augmente.

Ces résultats sont similaires à l'étude de référence de Barla et al. (2009), où les demandes étaient également inélastiques. Leurs valeurs des élasticités de court terme (8 % pour le prix et 2,85 % pour le revenu) sont comparables aux présents résultats. Néanmoins, l'élasticité-prix du kilométrage à long terme s'élevait à 16,5 %, soit une valeur près de deux fois inférieure, et celle du taux de consommation à 8,9 %, là aussi près de deux fois inférieure. Ces différences pourraient s'expliquer par l'ampleur des intervalles de confiance des paramètres estimés. En effet, puisque ces intervalles contiennent les valeurs trouvées dans l'étude de référence, il est possible que ces différences ne soient en réalité pas statistiquement significatives.

Les élasticités-prix de court et de long terme du parc de véhicules par adulte rapportées aux lignes 3 et 4 du [tableau 11](#) ne sont pas statistiquement significatives. Autrement dit, la demande pour ce bien peut être considérée comme parfaitement inélastique. L'analyse de Barla et al. (2009) aboutissait au même résultat.

Enfin, la demande d'essence est inélastique. Dans le détail, une hausse de 10 % du prix de l'essence ne réduit la quantité demandée que de 1,2 % à court terme et de 4,7 % à long terme. Là aussi, l'augmentation de la valeur de long terme implique des changements dans la structure de la demande. Tandis que la valeur de court terme est comprise dans l'intervalle déterminé par Barla et al. (2009) (1,1 %-1,3 %), la valeur de long terme est largement supérieure à leur fourchette comprise entre 2,6 et 3 %. Cette hausse par rapport à l'étude de référence pourrait s'expliquer par l'adoption progressive de véhicules électriques ou hybrides, qui rend moins dépendant aux carburants fossiles et accroît donc la valeur de l'élasticité-prix.

¹⁹ Tandis que pour KA et SA, les valeurs rapportées sont celles du modèle MCO, celles de CR proviennent du modèle 2SLS, conformément aux résultats des tests d'Hausman.

Tableau 11 – Élasticités-prix

KA-PKM		
Court terme	-0,0921* (0,0433)	[-0,177 ; -0,007]
Long terme	-0,3039* (0,1501)	[-0,598 ; -0,010]
SA-PKM		
Court terme	-0,0085 (0,0270)	[-0,061 ; 0,044]
Long terme	-0,0396 (0,1248)	[-0,284 ; 0,205]
CR-GPI		
Court terme	-0,0253*** (0,0046)	[-0,034 ; -0,016]
Long Terme	-0,1710** (0,0901)	[-0,348 ; 0,006]
Demande d'essence		
Court terme	-0,1174	
Long terme	-0,4749	

Notes : Écart-type entre parenthèses. *** $p < 1\%$, ** $p < 5\%$, * $p < 10\%$. I.C. 95 % entre crochets.

Le [tableau 12](#) détaille quant à lui les valeurs estimées des élasticités-revenu²⁰. À la ligne 1, une hausse du revenu de 10 % entraînerait une augmentation à court terme de 3,7 % du nombre de kilomètres parcourus par adulte (I.C. 95 % = [0,5 % ; 6,9 %]). Cela implique qu'il s'agit d'un bien de première nécessité. Barla et al. (2009) aboutirent à la même conclusion, mais leur résultat était près de trois fois plus faible (1,3 %). Là encore, compte tenu de l'ampleur des intervalles de confiance, cette différence n'est peut-être pas significative.

D'après la ligne 2 du [tableau 12](#), à long terme, une hausse du revenu de 10 % accroît le kilométrage par adulte de 12,2 %, ce qui signifie qu'à cet horizon temporel, le kilométrage peut être considéré comme un bien de luxe. Cette élasticité de long terme est bien plus élevée que celle de Barla et al. (2009), qui valait 2,8 %. Ce résultat et sa conclusion doivent néanmoins être relativisés dans la mesure où l'intervalle de confiance est particulièrement large et comprend des valeurs inférieures à 1.

Comme dans le cas de l'effet prix, l'élasticité-revenu du parc de véhicules légers par adulte (lignes 3 et 4 du [tableau 12](#)) n'est pas significative, aussi bien à court qu'à long terme. Les élasticités-revenu du taux de consommation d'essence ne sont pas non plus significatives (lignes 5 et 6), ce qui coïncide avec Barla et al. (2009).

Enfin, selon les lignes 7 et 8, l'essence semble être un bien de première nécessité à court terme mais un bien de luxe à long terme. À nouveau, ce résultat surprenant doit être considéré avec précaution. En effet, puisque l'estimation de γ_4 est non significative, et a donc été considérée comme nulle, la valeur de cette élasticité correspond à celle du kilométrage par adulte à long terme. Or ce paramètre possède un intervalle de confiance intégrant des valeurs inférieures à 1. Autrement dit, il n'est pas impossible que la vraie valeur de l'élasticité-revenu de la demande d'essence à long terme soit inférieure à 1.

²⁰ Comme pour les élasticités-prix, et en accord avec les résultats des tests d'Hausman, les valeurs rapportées pour KA et SA sont celles du modèle MCO et celles de CR du modèle 2SLS. De plus, puisque le modèle 2SLS fournit une estimation non significative pour l'élasticité-revenu de CR, mais que sa valeur intervient dans le calcul de l'élasticité-revenu de la demande d'essence, elle a été considérée comme nulle.

Tableau 12 – Élasticités-revenu

KA-GDP		
Court terme	0,3702** (0,1643)	[0,048 ; 0,692]
Long terme	1,2213** (0,5658)	[0,112 ; 2,33]
SA-GDP		
Court terme	0,0467 (0,0910)	[-0,132 ; 0,225]
Long terme	0.2175 (0,4245)	[-0,614 ; 1,05]
CR-GDP		
Court terme	0,0040 (0,0200)	[-0,035 ; 0,043]
Long terme	0,0270 (0,1385)	[-0,244 ; 0,298]
Demande d'essence		
Court terme	0,37	
Long terme	1,22	

Notes : Écart-type entre parenthèses. *** $p < 1\%$, ** $p < 5\%$, * $p < 10\%$. I.C. 95 % entre crochets.

Pour finir, à nouveau selon Small et Van Dender (2007), l'effet rebond de court et de long terme valent :

$$\varepsilon_{KA,PKM}^S = -\alpha_3 \quad \varepsilon_{KA,PKM}^L = \frac{\alpha_3}{\alpha_1 - 1}$$

Ainsi, l'effet rebond vaut 9,21 % à court terme et 30,4 % à long terme, et ces deux valeurs sont statistiquement significatives au seuil de 5 %, comme rapporté dans le [tableau 13](#). Le résultat de court terme est conforme à celui de Barla et al. (2009), mais celui de long terme est supérieur (20 % vs. 30 %). Ces valeurs sont également cohérentes avec celles de la méta-analyse de Dimitropoulos et al. (2018), comprises entre 10 et 12 % à court terme et entre 26 et 29 % à long terme.

Tableau 13 – Effets rebonds

	Court terme	Long terme
Estimation	9,21 %**	30,4 %**
Écart-type	(0,043)	(0,15)
I.C. 95 %	[0,7 % ; 17,7 %]	[1 % ; 59,8 %]

Note : *** $p < 1\%$, ** $p < 5\%$, * $p < 10\%$.

Conclusion

Ce travail s'intéressait à deux mesures liées à la réduction des émissions de gaz à effet de serre des véhicules légers : la taxe carbone et l'amélioration de l'efficacité énergétique des véhicules. Tandis que la première mesure n'atteint pleinement son objectif qu'en présence d'une demande d'essence élastique, la seconde ne le peut qu'en l'absence d'un effet rebond.

Aussi, pour déterminer ces deux valeurs, j'ai estimé trois équations simultanées sur le kilométrage par adulte, le parc de véhicules légers par adulte ainsi que le taux de consommation moyen d'essence à l'aide de données

de panel provinciales entre 1990 et 2019. Cette analyse conclut que l'élasticité-prix de la demande d'essence et l'effet rebond valent respectivement -0,117 et 9 % à court terme, mais -0,48 et 30 % à long terme. Ces résultats sont conformes à ceux de la littérature.

En matière de politiques publiques, l'inélasticité de la demande implique que la baisse de la quantité demandée d'essence sera inférieure, en pourcentage, à la hausse du prix consécutive à la taxation du carbone, ce qui peut être source de mouvements sociaux. De même, la valeur de l'effet rebond limite l'efficacité de nouvelles normes techniques en ce qui concerne la réduction des émissions, car l'accroissement du kilométrage viendra en partie compenser ces réductions. Concrètement, une hausse de 10 % de l'efficacité énergétique du carburant augmentera de 3 % la distance parcourue à long terme. Outre la hausse des émissions de GES qui en résulte, cette hausse du trafic pourrait aussi avoir d'autres conséquences négatives, comme un accroissement de la congestion.

Sachant cela, faut-il tirer un trait sur ces deux politiques ? Au sujet de la taxe carbone, bien que la hausse du prix de l'essence qu'elle induit réduise peu la quantité consommée en raison d'une demande inélastique, elle permet malgré tout d'internaliser les effets négatifs de cette consommation. De plus, la baisse du pouvoir d'achat est en grande partie compensée par un reversement des revenus de la taxe carbone, ce qui limite, mais n'annihile pas, les risques de mouvements sociaux. Concernant les normes techniques, l'effet rebond empêche certes de tirer pleinement profit des baisses d'émission, mais tant qu'il n'y a pas d'effet « retour de flamme », les émissions diminuent malgré tout.

Pour finir, il pourrait être intéressant que de futurs travaux estiment la valeur de ces paramètres avec des données postpandémiques. En effet, le développement du télétravail durant la crise sanitaire du Covid-19 pourrait avoir accru l'élasticité-prix de la demande d'essence puisqu'une partie des automobilistes peut désormais travailler à domicile au lieu de systématiquement se rendre au travail en voiture. De même, l'effet de l'apparition de véhicules électriques abordables sur la valeur de cette élasticité mériterait également d'être étudié.

Références bibliographiques

Andersson, J. J. (2019). Carbon taxes and CO₂ emissions : Sweden as a case study. *American Economic Journal : Economic Policy*, 11(4), 1-30.

Baltagi, B. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3^e édition). John Wiley and Sons.

Banks, J., Blundell, R. et Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel curves and consumer demand. *Review of Economics and Statistics*, 79(4), 527-539.

Barla, P., Lamonde, B., Miranda-Moreno, L. F. et Boucher, N. (2009). Traveled distance, stock and fuel efficiency of private vehicles in Canada : price elasticities and rebound effect. *Transportation*, 36(4), 389-402.

Brännlund, R., Ghalwash, T. et Nordström, J. (2007). Increased energy efficiency and the rebound effect : effects on consumption and emissions. *Energy Economics*, 29(1), 1-17.

Brons, M., Nijkamp, P., Pels, E. et Rietveld, P. (2008). A meta-analysis of the price elasticity of gasoline demand. A SUR approach. *Energy Economics*, 30(5), 2105-2122.

- Deaton, A. et Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *American Economic Review*, 70(3), 312-326.
- Dechezleprêtre, A., Nachtigall, D. et Venmans, F. (2023). The joint impact of the European Union emissions trading system on carbon emissions and economic performance. *Journal of Environmental Economics and Management*, 118, 102758. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2022.102758>
- Dimitropoulos, A., Oueslati, W. et Sintek, C. (2018). The rebound effect in road transport : a meta-analysis of empirical studies. *Energy Economics*, 75, 163-179.
- Environnement et Changement climatique Canada (ECCC). (2016). *Stratégie canadienne de développement à faible émission de gaz à effet de serre à long terme pour le milieu du siècle* (numéro En4-291/2016F-PDF). https://unfccc.int/files/focus/long-term_strategies/application/pdf/can_strategie_red.pdf
- Environnement et Changement climatique Canada (ECCC). (2021). *Mise à jour de L'approche pancanadienne pour une tarification de la pollution par le carbone 2023-2030*. <https://www.canada.ca/fr/environnement-changement-climatique/services/changements-climatiques/fonctionnement-tarification-pollution/tarification-pollution-carbone-modele-federal-information/modele-federal-2023-2030.html>.
- Environnement et Changement climatique Canada (ECCC). (2022). *Plan de réduction des émissions pour 2030 : prochaines étapes du Canada pour un air pur et une économie forte* (numéro En4-460/2022F-PDF). https://publications.gc.ca/collections/collection_2022/eccc/En4-460-2022-fra.pdf
- Environnement et Changement climatique Canada (ECCC). (2023a). *Rapport d'étape 2023 sur le Plan de réduction des émissions pour 2030*. <https://www.canada.ca/content/dam/eccc/documents/pdf/climate-change/climate-plan/erp-pr/2023%20Progress%20Report%20-%20FINAL%20-%20FR.pdf>
- Environnement et Changement climatique Canada (ECCC). (2023b). *Rapport d'inventaire national 1990-2021 : sources et puits de gaz à effet de serre au Canada*. www.canada.ca/fr/environnement-changement-climatique/services/changements-climatiques/emissions-gaz-effet-serre/inventaire.html
- Environnement et Changement climatique Canada (ECCC). (2023 c). *Les systèmes de tarification de la pollution par le carbone au Canada*. <https://www.canada.ca/fr/environnement-changement-climatique/services/changements-climatiques/fonctionnement-tarification-pollution.html>
- Green, W. H. (2012). *Econometric Analysis* (7^e édition). Pearson Education.
- Grigolon, L., Reynaert, M. et Verboven, F. (2018). Consumer valuation of fuel costs and tax policy : evidence from the European car market. *American Economic Journal : Economic Policy*, 10(3), 193-225.
- Jevons, W. S. (1865). *The Coal Question ; An Inquiry Concerning the Progress of the Nation, and the Probable Exhaustion of Our Coal Mines*. Macmillan.
- Kilian, L. et Zhou, X. (2024). Heterogeneity in the pass-through from oil to gasoline prices : a new instrument for estimating the price elasticity of gasoline demand. *Journal of Public Economics*, 232, 105 099. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2024.105099>

- Lajoie, C., Robert-Angers, M. et Godbout, L. (2023). Taxation des carburants au Québec : constats et comparaisons. Cahier de recherche 2023/10, Chaire en fiscalité et en finances publiques de l'Université de Sherbrooke.
- Moshiri, S. et Aliyev, K. (2017). Rebound effect of efficiency improvement in passenger cars on gasoline consumption in Canada. *Ecological Economics*, 131, 330-341.
- Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). (2023). *Émissions de GES et de polluants de l'air (indicateur)*. <https://doi.org/10.1787/e35e4bd6-fr>
- Ouyang, J., Long, E. et Hokao, K. (2010). Rebound effect in chinese household energy efficiency and solution for mitigating it. *Energy*, 35(12), 5269-5276.
- Pigou, A. (1920). *The Economics of Welfare*. Macmillan.
- Ressources naturelles Canada. (2022). Base de données complète sur la consommation d'énergie. https://oee.nrcan.gc.ca/organisme/statistiques/bnce/apd/menus/evolution/tableaux_complets/liste.cfm
- Rivers, N. et Schaufele, B. (2017). Gasoline price and new vehicle fuel efficiency : evidence from Canada. *Energy Economics*, 68, 454-465.
- Small, K. A. et Van Dender, K. (2007). Fuel efficiency and motor vehicle travel : the declining rebound effect. *The Energy Journal*, 28(1), 25-51.
- Statistique Canada. (2022a). *Produit intérieur brut, en termes de dépenses, provinciaux et territoriaux, annuel (x 1 000 000)* (Tableau 36-10-0222-01). <https://doi.org/10.25318/3610022201-fra>
- Statistique Canada. (2022b). *Indice des prix à la consommation, moyenne annuelle, non désaisonnalisé* (Tableau 18-10-0005-01). <https://doi.org/10.25318/1810000501-fra>
- Statistique Canada. (2022c). *Estimations de la population au 1^{er} juillet, par âge et genre* (Tableau 17-10-0005-01). <https://doi.org/10.25318/1710000501-fra>
- Statistique Canada. (2022d). *Estimations de la population, 1^{er} juillet, selon la région métropolitaine de recensement et l'agglomération de recensement, limites de 2016, inactif* (Tableau 17-10-0135-01). <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/cv.action?pid=1710013501>
- Statistique Canada. (2023). *Immatriculations des véhicules automobiles neufs, trimestrielle* (Tableau 20-10-0024-01). <https://doi.org/10.25318/2010002401-fra>
- Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American statistical Association*, 57(298), 348-368.
- Zhang, Y.-J., Liu, Z., Qin, C.-X. et Tan, T.-D. (2017). The direct and indirect CO₂ rebound effect for private cars in China. *Energy Policy*, 100, 149-161.