

N° 11F0019M au catalogue — N° 394
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-08916-4

Direction des études analytiques : documents de recherche

Parcourir tout le trajet : estimer l'effet des frontières provinciales sur le commerce lorsque l'unité géographique compte

par Robby K. Bemrose, W. Mark Brown et Jesse Tweedle

Date de diffusion : le 14 septembre 2017



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-514-283-9350

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « Normes de service à la clientèle ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels dans les tableaux

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

- . indisponible pour toute période de référence
- .. indisponible pour une période de référence précise
- ... n'ayant pas lieu de figurer
- 0 zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
- 0^s valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
- ^p provisoire
- ^r révisé
- x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
- ^E à utiliser avec prudence
- F trop peu fiable pour être publié
- * valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2017

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'[entente de licence ouverte](#) de Statistique Canada.

Une [version HTML](#) est aussi disponible.

This publication is also available in English.

Parcourir tout le trajet : estimer l'effet des frontières provinciales sur le commerce lorsque l'unité géographique compte

par

Robby K. Bemrose, W. Mark Brown et Jesse Tweedle

Division de l'analyse économique
Statistique Canada

11F0019M N° 394
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-08916-4

Septembre 2017

Direction des études analytiques Documents de recherche

La série Direction des études analytiques : documents de recherche permet de faire connaître les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques et les collaborateurs. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, l'immigration, la scolarité et les compétences, la mobilité du revenu, le bien-être, le vieillissement, la dynamique des entreprises, la productivité, les transitions économiques et la géographie économique. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Tous les documents de la série Direction des études analytiques : documents de recherche font l'objet d'une révision interne et d'une révision par les pairs. Cette démarche vise à faire en sorte que les documents soient conformes au mandat de Statistique Canada à titre d'organisme statistique gouvernemental et qu'ils respectent les normes généralement reconnues régissant les bonnes méthodes professionnelles.

Tout en respectant la politique, les lignes directrices et les principes généraux du *Manuel de la politique administrative du Conseil du Trésor* relatifs à l'emploi du féminin dans les écrits gouvernementaux, dans les textes qui traitent de collectivités, l'emploi du masculin générique est utilisé pour des raisons stylistiques et d'économie d'espace.

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier Danny Leung, Bart Los, Dennis Novy, Trevor Tombe, Dan Treffer, Yoto Yotov et les participants à la série de séminaires de la Division de l'analyse économique et de l'Université du Québec à Montréal et aux réunions du North American Regional Science Council et de la Western Regional Science Association pour leurs commentaires utiles. Les auteurs sont reconnaissants de l'aide à la recherche offerte par Javad Sadeghzadeh, Olena Melin et Afshan Dar-Brodeur.

Table des matières

Résumé.....	5
Sommaire	6
1 Introduction.....	7
2 Élaboration des données	9
2.1 Création de la base de données.....	9
2.2 Structure des échanges	13
3 Modèle et stratégie d'estimation.....	15
3.1 Modèle d'échanges	15
3.2 Estimateur.....	16
3.3 Géographie et estimation	18
4 Estimations du modèle.....	20
4.1 Estimations types selon la province.....	20
4.2 Estimations selon les unités géographiques infraprovinciales	22
4.3 Robustesse des estimations infraprovinciales	25
4.3.1 Problème d'unité spatiale modifiable.....	25
4.3.2 Effets non linéaires de la distance.....	26
4.3.3 Effets non linéaires de la distance et problème d'unité spatiale modifiable.....	28
4.3.4 Effets des frontières provinciales selon les régions de tri d'acheminement	29
5 Équivalent tarifaire de l'effet de frontière.....	32
6 Conclusions	35
Annexe A Annexe des données	36
A.1 Évaluation des livraisons.....	36
A.2 Géocodage des points d'origine et de destination des livraisons.....	36
A.3 Poids de référence	36
A.4 Comparaison entre les distances du réseau et les distances orthodromiques intraprovinciales et interprovinciales.....	39
Annexe B Vérifications de la robustesse	41
B.1 Contrôle de l'effet différentiel sur la distance pour le commerce intraprovincial et interprovincial	41
B.2 Estimations par année	41
B.3 Estimations différentielles des effets de frontière pour le Québec	42
Bibliographie.....	44

Résumé

Pour de nombreux biens, comme les produits laitiers et les boissons alcoolisées, la présence d'obstacles (non tarifaires) importants pour le commerce provincial est largement reconnue. Si ces obstacles non tarifaires importent, le commerce intraprovincial devrait ainsi être plus vigoureux que le commerce interprovincial, toutes choses égales par ailleurs. Toutefois, il est difficile de comparer les niveaux d'échanges intraprovinciaux et interprovinciaux entre eux, puisque le commerce intraprovincial penche fortement en faveur des flux sur de courtes distances. Lorsque les flux ne sont pas correctement pris en compte par les modèles gravitationnels des échanges commerciaux, les niveaux des échanges intraprovinciaux (les effets des frontières provinciales) ont tendance à être surestimés. Pour résoudre ce problème, de nouveaux flux des échanges intraprovinciaux, élaborés à partir d'un ensemble de fichiers de transport au niveau de la transaction, sont utilisés pour estimer les effets des frontières provinciales. La sensibilité des résultats à la distance est observée en estimant des modèles sur des unités géographiques normalisées de taille variable (provinces, régions économiques, divisions de recensement) ainsi que sur des unités géographiques non normalisées (grilles hexagonales), de taille variable et différemment positionnées, et ce, en effectuant une série de simulations. Les résultats montrent que les effets des frontières provinciales diminuent à mesure que la distance est mesurée avec plus d'exactitude et que les unités géographiques sont plus précises et uniformes sur le plan de la forme et de la taille. Néanmoins, les effets de frontière se maintiennent, l'équivalent tarifaire *ad valorem* implicite s'établissant à 6,9 %. Cette constatation contraste avec ce qui est observé aux États-Unis, où les effets des frontières entre les États sont éliminés lorsque des approches similaires sont appliquées.

Mots clés : Effets de frontière, commerce interprovincial, coûts de transport, modèle gravitationnel

Journal of Economic Literature : R4 R15 F15

Sommaire

Pour de nombreux biens, comme les produits laitiers et les boissons alcoolisées, la présence d'obstacles (non tarifaires) importants pour le commerce provincial est largement reconnue. Si ces obstacles non tarifaires importent, le commerce intraprovincial devrait ainsi être plus vigoureux que le commerce interprovincial, toutes choses égales par ailleurs. Toutefois, il est difficile de comparer les niveaux d'échanges intraprovinciaux et interprovinciaux entre eux, puisque le commerce intraprovincial penche fortement en faveur des flux sur de courtes distances. Lorsque les flux ne sont pas correctement pris en compte, les niveaux des échanges intraprovinciaux (les effets des frontières provinciales) ont tendance à être surestimés.

Pour résoudre ce problème, des flux des échanges infraprovinciaux, élaborés à partir d'un ensemble de fichiers de transport au niveau de la transaction, sont utilisés pour estimer les effets des frontières provinciales pour la période allant de 2004 à 2012. Chaque livraison est mesurée en fonction de la valeur, du coût, de la distance d'expédition, du point d'origine et du point de destination. Selon les points d'origine et de destination (latitude et longitude), les flux entre des régions de toutes tailles peuvent être utilisés, ce qui permet d'estimer les flux entre les régions à l'intérieur et à l'extérieur des frontières provinciales.

L'analyse montre que le commerce intraprovincial est toujours plus vigoureux que ne l'est le commerce interprovincial lorsqu'on considère la distance entre les régions commerciales ainsi que la capacité des unités d'échange à générer et à absorber les flux commerciaux. La vigueur relative du commerce intraprovincial dépend des unités géographiques utilisées pour mesurer le commerce. Lorsque les unités géographiques utilisées sont les provinces, les échanges au sein de la province sont estimés être 2,26 fois plus grands que les échanges interprovinciaux. Cette observation laisse entendre que les obstacles au commerce interprovincial sont équivalents à l'imposition d'un droit de douane *ad valorem* de 13,6 %. Lorsque les régions infraprovinciales sont utilisées plutôt que les provinces, l'équivalent tarifaire lié à l'effet de frontière diminue pour se situer à 6,9 %. Cette estimation plus faible s'est avérée robuste après avoir fait l'objet d'un grand nombre de tests statistiques, ce qui contraste également avec ce qui est observé aux États-Unis, où les effets des frontières entre les États sont éliminés lorsque des approches similaires sont appliquées.

1 Introduction

Pour certains biens, comme les produits laitiers et les boissons alcoolisées, on observe la présence d'obstacles (non tarifaires) importants au commerce interprovincial. Toutefois, la mesure dans laquelle ces obstacles ont une incidence sur le niveau des échanges interprovinciaux n'est pas claire. L'une des façons d'évaluer cet élément est de déterminer si les provinces font davantage d'échanges au sein d'elles-mêmes qu'entre elles. Si les obstacles non tarifaires sont importants, leur empreinte devrait ainsi être visible dans le profil des échanges provinciaux.

Les efforts visant à étudier si c'est le cas ont été entravés par un manque de données permettant d'estimer le flux des échanges à l'intérieur des provinces, puisque le commerce *entre* les provinces est comparé à ces flux intérieurs. Le problème est résolu en élaborant des estimations des échanges intraprovinciaux et interprovinciaux à partir d'un ensemble de flux au niveau de la transaction. Au moyen d'un modèle gravitationnel des échanges, la présente étude compare les échanges entre les régions à l'intérieur des provinces aux échanges entre les provinces, fournissant ainsi une estimation de la mesure dans laquelle les économies provinciales sont intégrées en raison du commerce. Autrement dit, il s'agit d'une estimation de la mesure dans laquelle les frontières provinciales freinent le commerce provincial, ce qui est communément appelé « l'effet de frontière ».

En s'appuyant sur les premiers travaux menés par McCallum (1995), une abondante documentation a été consacrée à la mesure de l'effet de frontière, à l'échelle nationale et infranationale. Au fil du temps, les effets de frontière estimés ont diminué, puisque les premières spécifications de McCallum ont été modifiées pour tenir compte des effets de l'accès au marché et de la concurrence (Anderson et van Wincoop, 2003; Anderson et Yotov, 2010), les estimations de la distance ont été affinées (Head et Mayer, 2010) et de nouveaux estimateurs ont été appliqués (Head et Mayer, 2014). Pourtant, la documentation a régulièrement indiqué que le commerce est plus vigoureux à l'intérieur des pays qu'entre eux.

Bien qu'une grande partie de la documentation portait sur la mesure de l'effet de frontière entre les pays, les mêmes méthodes ont été appliquées aux régions infranationales. La documentation portant sur les effets des frontières infranationales pointe également vers une réduction des effets lorsque des méthodes plus précises sont appliquées. Dans certains cas, cela a conduit à l'élimination complète de l'effet de frontière. Aux États-Unis, les estimations initialement élevées des effets des frontières entre les États (Wolf, 2000) ont été réduites en appliquant des mesures plus précises de la distance (Hillberry et Hummels, 2003; Head et Mayer, 2010; Crafts et Klein, 2015), en restreignant le flux des échanges aux expéditions provenant des fabricants uniquement (Hillberry et Hummels, 2003), en utilisant une spécification en panel et en contrôlant la migration interne (Millimet et Osang, 2007). On a aussi utilisé des unités géographiques plus précises pour définir les unités d'échanges infranationales (Hillberry et Hummels, 2008; voir aussi Coughlin et Novy, 2016).

Deux stratégies peuvent être utilisées pour élaborer une estimation des effets des frontières provinciales. La première stratégie consiste à affiner les estimateurs types actuels afin d'atténuer les erreurs de mesure et les biais dus aux variables omises. Il s'agit de l'approche utilisée par Agnosteva, Anderson et Yotov (2014), qui profitent de la nature par panel des mesures actuelles du commerce intraprovincial et interprovincial pour estimer les effets des frontières provinciales. La deuxième stratégie, et sans doute une stratégie complémentaire, utilisée dans la présente étude vise à améliorer les données sur le commerce intraprovincial et interprovincial afin de répondre aux préoccupations soulevées dans la documentation tout en utilisant une stratégie d'estimation pour réduire les biais restants.

Une attention particulière est accordée à l'influence de la distance mesurée (Head et Mayer, 2010) et à l'unité géographique (Hillberry et Hummels, 2003 et 2008). Head et Mayer (2010) montrent que les mesures inexactes de la distance peuvent biaiser les estimations de l'effet de frontière vers le haut, puisque les distances intrarégionales ont tendance à être surestimées par rapport aux distances interrégionales. En estimant la distance en fonction des flux de point à point des marchandises, ce biais est effectivement éliminé. Hillberry et Hummels (2008) démontrent que, lorsque la taille de l'unité géographique de l'analyse est réduite, les obstacles estimés aux échanges entre les États sont réduits à zéro. Les obstacles entre les États sont un biais dû à l'échelle géographique utilisée pour obtenir des estimations. Cet effet s'explique par le plus grand nombre de flux sur de courtes distances pour des biens intermédiaires qui sont traités dans la Commodity Flow Survey (CFS) des États-Unis, ce qui se traduit par des estimations inexactes quant à la distance parcourue par les biens. Une entrave au présent travail, en particulier dans le contexte canadien, est le manque de données infraprovinciales détaillées qui tiendrait compte de l'effet de biais des flux sur de courtes distances. Le problème est résolu en tirant profit des microdonnées utilisées pour calculer les flux commerciaux intraprovinciaux et interprovinciaux.

L'analyse montre que le commerce intraprovincial est toujours plus vigoureux que le commerce interprovincial lorsqu'on considère la distance entre les régions commerciales ainsi que la capacité des unités d'échange à générer et à absorber les flux commerciaux. La vigueur relative du commerce intraprovincial dépend des unités géographiques utilisées pour la mesurer et, dans une moindre mesure, de la mesure de distance utilisée. Lorsqu'on utilise les régions infraprovinciales plutôt que les provinces, l'équivalent tarifaire de l'effet de frontière passe de 13,6 % à 6,9 %. Cet équivalent tarifaire correspond à l'estimation qui se maintient après l'application d'un vaste ensemble de vérifications visant à atténuer les effets de biais vers le haut découlant de l'erreur de spécification du modèle (effets non linéaires de la distance) et de l'unité géographique (taille et emplacement de l'unité géographique). Il s'agit, par conséquent, d'une estimation faible et prudente qui contraste fortement avec les estimations enregistrées aux États-Unis, où l'application d'approches similaires élimine les effets des frontières entre les États.

Le reste de l'article est organisé de la façon suivante. La section 2 (Élaboration des données) examine la méthode utilisée pour estimer les échanges entre les unités géographiques infraprovinciales et dresse un portrait du commerce canadien intérieur. Une attention particulière est accordée à la façon dont ces estimations sont étalonnées en fonction des totaux des échanges intraprovinciaux et interprovinciaux connus et à la validité sous-jacente de ces estimations. La section 3 (Modèle et stratégie d'estimation) décrit la structure du modèle d'échanges et la détermination d'un estimateur approprié. La section 4 (Estimations du modèle) présente des estimations intraprovinciales et interprovinciales normalisées et des estimations des échanges en fonction des unités géographiques infraprovinciales ainsi qu'un ensemble de vérifications de la robustesse testant les biais liés à l'erreur de spécification et au problème d'unité spatiale modifiable (Modifiable Areal Unit Problem — MAUP). La section 5 (Équivalent tarifaire de l'effet de frontière) estime les équivalents tarifaires des obstacles au commerce interprovincial sous forme agrégée et par marchandise. La section 6 (Conclusion) présente un sommaire des résultats et de leurs effets.

2 Élaboration des données

Jusqu'à présent, l'analyse du commerce intérieur du Canada s'est limitée à l'échelle provinciale, en se fondant sur les tableaux du commerce des comptes provinciaux d'entrées-sorties ou sur la structure des échanges provinciaux déclarés dans l'Enquête annuelle des manufactures (voir Brown [2003] pour obtenir des renseignements sur cette structure). Le présent document élabore un nouvel ensemble de données de point à point flexible au niveau de la transaction qui permet de mesurer le flux des échanges entre un ensemble presque illimité d'unités géographiques infraprovinciales, fournissant ainsi un moyen d'aborder un bon nombre des enjeux économétriques soulevés dans la documentation. Puisque cette base de données est nouvelle, il est utile de décrire la façon dont elle a été créée ainsi que certaines de ses caractéristiques de base.

2.1 Création de la base de données

Les données proviennent du fichier des transports terrestres (FTT) de Statistique Canada qui fournit des estimations de la valeur des biens échangés entre les régions au Canada et entre le Canada et les États-Unis. Le FTT est tiré de l'Enquête sur l'origine et la destination des marchandises transportées par camion (ODMTC) et de bordereaux d'expédition par chemin de fer pour la période allant de 2002 à 2012, l'analyse se concentrant sur la période allant de 2004 à 2012¹. Puisque ces données sont élaborées à partir de données provenant de lettres de transport d'entreprises de camionnage et de bordereaux d'expédition par chemin de fer, le FTT, dans sa forme originale, constitue un « fichier logistique² ».

Le FTT mesure la circulation des marchandises à partir du point où elles sont ramassées jusqu'au point où elles sont déposées. Ces points ne représentent pas nécessairement les endroits où les marchandises sont fabriquées ou sont utilisées. Toutefois, l'analyse exige que la base de données puisse saisir le niveau des échanges entre les régions infraprovinciales, ce qui est intégré comme concept dans le modèle gravitationnel des échanges appliqué dans le cas présent. L'objectif de l'analyse présente beaucoup de points communs avec les objectifs prévus lors de l'élaboration des comptes provinciaux d'entrées-sorties :

« Lorsqu'on analyse l'interdépendance économique, il est nécessaire de maintenir le lien entre les sources d'approvisionnement initiales et les consommateurs finaux, par bien ou service. Par conséquent, le point d'origine (c.-à-d. la source d'approvisionnement initiale) est celui où les biens et services sont produits ou celui où les biens sont vendus à même les stocks des producteurs, des grossistes et des détaillants. Le point de destination (c.-à-d. le consommateur final) est le point où les biens et services sont achetés à titre d'articles de consommation courante, d'éléments de la formation de capital, d'intrants dans le processus de production d'autres biens et services, ou d'ajouts aux stocks. » (Généreux et Langen, 2002, p. 7.)

Afin de convertir le FTT, en passant d'un fichier logistique à un fichier portant sur les échanges, les flux des échanges provinciaux provenant des comptes d'entrées-sorties sont utilisés pour étalonner les flux intraprovinciaux et interprovinciaux par marchandise. Un poids est accordé à chaque transaction dans le FTT, ce qui fait en sorte que l'agrégat s'ajoute au total pour le flux intraprovincial ou interprovincial correspondant provenant des tableaux d'entrées-sorties. La procédure d'établissement de données repères et, en particulier, l'établissement d'une concordance entre les codes de la Classification des produits par entrées-sorties (CPES) et les codes de la Classification type des biens transportés (CTBT) (Statistique Canada, s.d.a) dans le FTT, sont présentés à l'annexe A.3. Un résumé de la procédure est présenté ici.

1. La discussion porte sur la période débutant en 2004 puisque, parmi d'autres facteurs qui ont une incidence sur la comparabilité au fil des années, les années 2002 et 2003 comportaient des précisions géographiques plus limitées.
2. Le FTT est un bon exemple de réorientation de fichiers existants qui permet d'exploiter le système statistique.

La valeur nominale des échanges entre les régions infraprovinciales (ci-après régions) i et j , X_{ij} , est la somme de la valeur du poids de sondage de la livraison x indexé par l entre la région d'origine i et la région de destination j ³, multipliée par le poids de référence pour la livraison l :

$$X_{ij} = \sum_{l \in ij} w_l^b x_{lij}; \text{ où } w_i^b = w_i \times w^b. \quad (1)$$

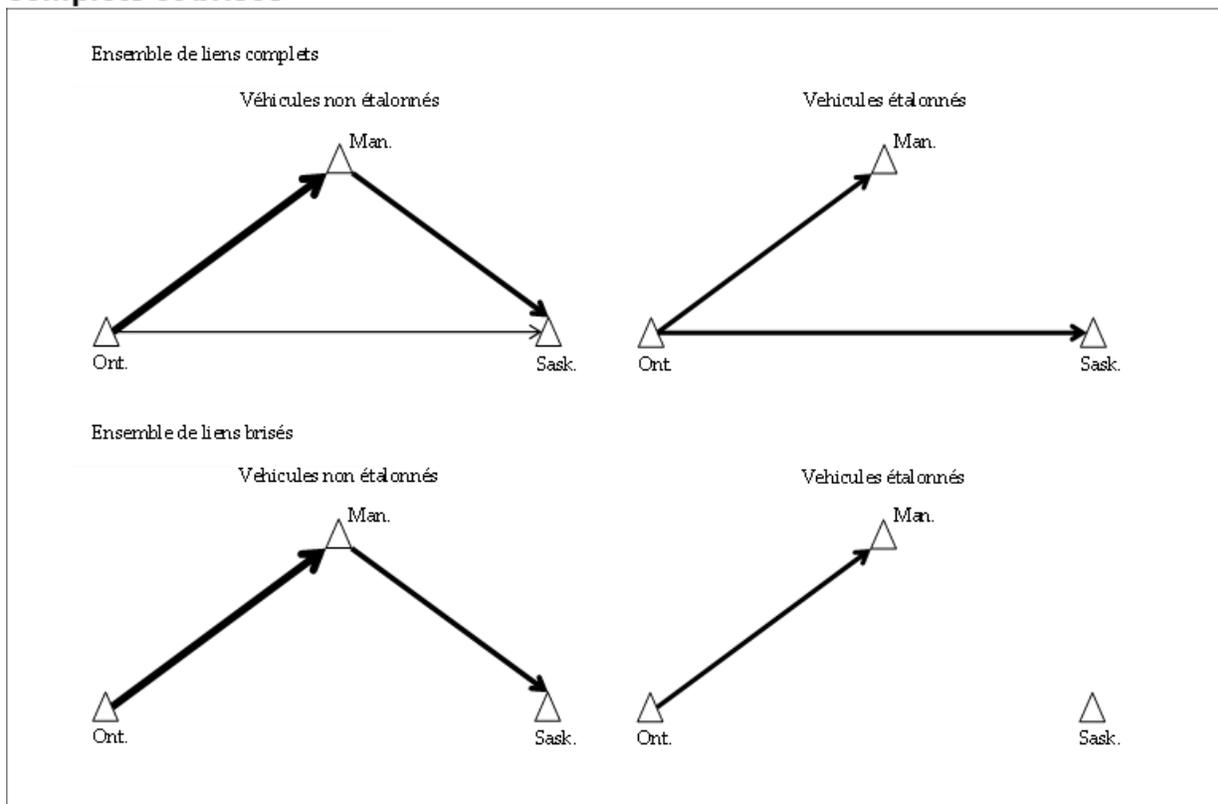
Le poids de référence pour la livraison correspond au poids de l'enquête pour la livraison, w_i , multiplié par le poids de référence de la paire de provinces w_b pour la marchandise expédiée; la notation pour la paire de provinces et le produit est supprimée afin de simplifier l'exposé. Le poids de référence est déterminé de sorte que les échanges entre une paire de provinces donnée (ou à l'intérieur d'une même province) s'ajoutent aux totaux connus pour les comptes commerciaux provinciaux par marchandise et par année.

La figure 1 illustre la procédure d'établissement de données repères. Prenons un exemple simple de flux de véhicules fabriqués à divers endroits en Ontario et finalement utilisés à divers endroits au Manitoba et en Saskatchewan. Les véhicules peuvent d'abord être livrés à un centre de distribution au Manitoba, et une partie de la livraison envoyée en Saskatchewan, ce qui est représenté par les flux non pondérés dans le quadrant supérieur gauche de la figure. D'un point de vue logistique, il s'agit d'une représentation correcte des flux, mais d'un point de vue commercial, le flux de l'Ontario, où les véhicules sont fabriqués, jusqu'en Saskatchewan, où ils sont utilisés, est sous-estimé, et le flux du Manitoba jusqu'à la Saskatchewan est quant à lui surestimé. Comme l'illustre la figure 1 (quadrant supérieur droit), l'établissement de données repères d'après les tableaux d'entrées-sorties fait augmenter les flux de l'Ontario à la Saskatchewan et réduit (à zéro) ceux allant du Manitoba à la Saskatchewan.

La stratégie de pondération repose sur l'existence d'un flux dans le FTT entre chaque paire de provinces. Autrement, il n'y a rien à pondérer à la hausse (ou à la baisse) : $w^b = 0$. Le résultat est l'absence de flux entre les paires de provinces (moitié inférieure de la figure 1). Si ces « liens brisés » sont trop fréquemment observés ou corrélés avec la distance entre les paires de provinces, l'établissement de données repères se traduit par des estimations biaisées. Une source de biais est simplement remplacée par une autre.

3. Les livraisons sont géocodées en fonction de la latitude et de la longitude. Pour les livraisons par camion, la latitude et la longitude sont établies selon le code postal du point d'origine et de destination. Pour les expéditions ferroviaires, la latitude et la longitude sont établies selon le code unifié des localités desservies par la station (cour de triage ou voie d'évitement) où les livraisons sont ramassées ou déposées. Un peu plus de la moitié des codes postaux pour les livraisons par camion sont imputées, de sorte que le niveau de précision n'est pas aussi grand que celui prévu pour les codes postaux.

Figure 1
Transformation des flux logistiques en flux commerciaux, ensembles de liens complets et brisés



Source : Statistique Canada.

Le tableau 1 présente le rapport des flux interprovinciaux et intraprovinciaux du FTT pondérés en fonction des flux actuels provenant des tableaux d'entrées-sorties. Puisque les provinces de l'Atlantique présentaient un plus grand nombre de liens brisés, en particulier avec l'Ouest canadien, les données ont été agrégées pour l'établissement de données repères. En conséquence, relativement peu de paires de provinces affichent une importante perte d'échanges. Le pourcentage global correspond à 99 % des niveaux commerciaux en ce qui a trait aux entrées-sorties. Les flux intraprovinciaux ont tendance à enregistrer une moins grande perte, mais cette tendance est faible. Autrement, il ne semble pas y avoir de pertes importantes liées à la distance. Par exemple, la perte observée pour les exportations des régions de l'Atlantique vers l'Alberta ou la Colombie-Britannique est sensiblement la même que celle observée pour l'Ontario. L'effet de ces liens brisés est testé de façon plus poussée ci-dessous en estimant le modèle gravitationnel au moyen des flux provinciaux dérivés des entrées-sorties et des flux pondérés; les deux ensembles de données fournissent des résultats similaires sur le plan qualitatif (voir la section 4).

Tableau 1
Flux intraprovinciaux et interprovinciaux pondérés en proportion des flux interprovinciaux réels

	Provinces de l'Atlantique	Destination						Total
		Qc	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	
Origine								
Provinces de l'Atlantique	99	99	89	94	77	94	89	95
Québec	99	99	100	98	94	98	98	99
Ontario	100	100	100	99	98	100	100	100
Manitoba	93	97	95	96	95	97	95	96
Saskatchewan	87	96	96	95	98	97	97	97
Alberta	89	97	98	97	99	100	100	99
Colombie-Britannique	96	82	99	97	96	99	98	97
Total	98	99	99	97	98	99	98	99

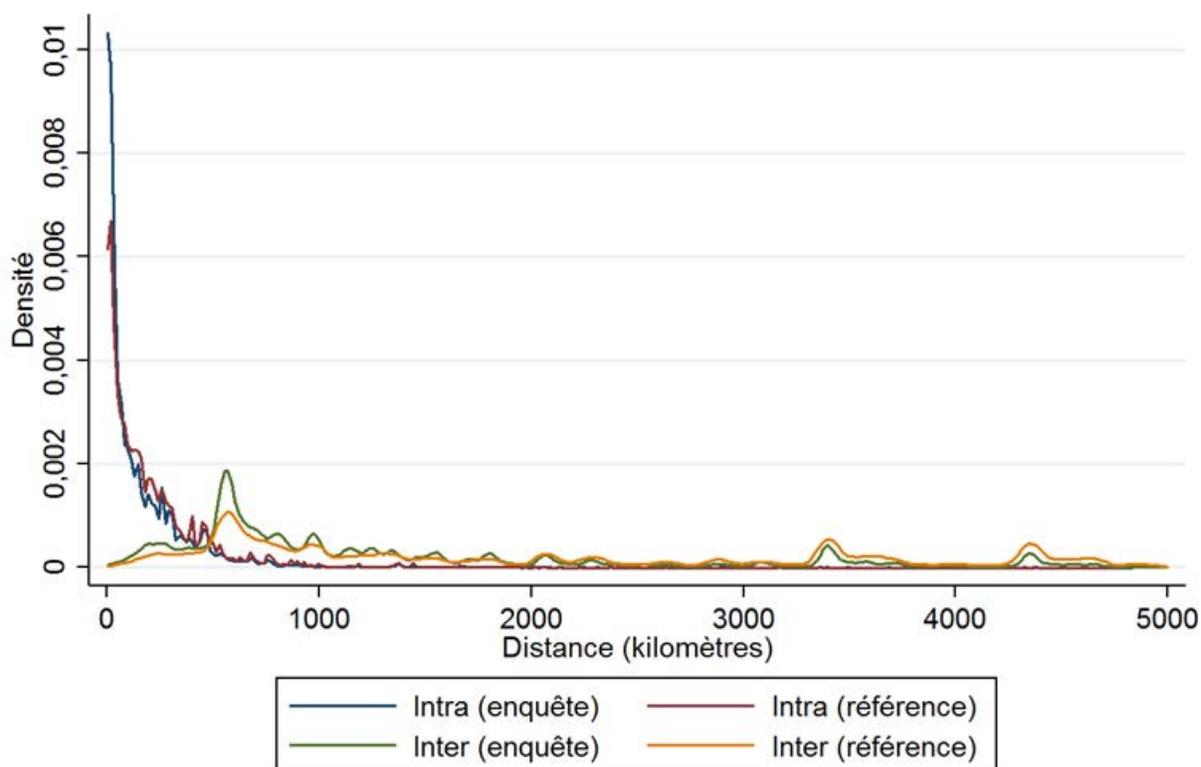
Note : Les proportions sont établies en fonction des niveaux moyens des échanges entre 2004 et 2012.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs.

Bien que l'établissement de données repères tienne compte des niveaux d'échanges intraprovinciaux et interprovinciaux, la structure des échanges, particulièrement à l'intérieur des provinces, peut quant à elle être touchée par le fonctionnement du système de transport ou de distribution. Autrement dit, la prévalence des flux sur de plus courtes distances, dictés par la logistique, peut être plus grande. Cela entraîne des répercussions importantes puisque, lorsqu'ils sont mis en commun avec les flux interprovinciaux, ces flux intraprovinciaux sur de plus courtes distances tendent à être sous-estimés, ce qui a pour effet de biaiser vers le haut les effets des frontières interprovinciales estimés.

Comme dans le petit exemple simple précédent, l'établissement de données repères devrait faire en sorte d'étendre davantage le commerce interprovincial, puisque les flux sur de courtes distances (vers, ou depuis, les centres de distribution ou les grossistes) sont pondérés vers le bas et que les flux sur de plus longues distances, à partir du point où les biens sont produits jusqu'au point où ils sont utilisés, sont pondérés vers le haut. Le phénomène est clairement illustré à la figure 2 qui présente les noyaux de densité des distances de livraisons, les poids d'enquête (w_i) et la pondération des points de référence et des poids d'enquête ensemble ainsi que les distances de livraisons divisées entre les flux interprovinciaux et intraprovinciaux. Comme prévu, pour les livraisons interprovinciales, l'établissement des données repères tend à réduire l'importance des flux sur de plus courtes distances (moins de 1 000 km) et à accroître l'importance des flux sur de plus longues distances, particulièrement ceux excédant 3 000 km. Pour le commerce intraprovincial, après l'établissement des données repères, les flux sur de courtes distances sont réduits, puisque les marchandises importées (par exemple, les chaussures et les vêtements) qui sont distribuées localement sont pondérées à la baisse. Pourtant, à l'intérieur des provinces, la prévalence des flux sur de courtes distances, dictés par la logistique, peut être plus grande. Cet effet peut être testé en déterminant si la distance a un effet plus marqué sur le commerce intraprovincial que sur le commerce interprovincial. Les résultats indiquent que ce n'est pas le cas (l'annexe B.1 aborde ce sujet en détail).

Figure 2
Distance intraprovinciale et interprovinciale, poids de référence et d'enquête



Source : Statistique Canada, calcul des auteurs.

2.2 Structure des échanges

Avant d'estimer les obstacles au commerce interprovincial, il est utile de dresser un portrait des échanges entre les provinces et entre les régions intraprovinciales.

Le tableau 2 montre la structure des exportations entre les provinces (et le Canada atlantique), présentant une moyenne pour la période allant de 2004 à 2012. À l'exception de la Saskatchewan, du Manitoba et du Canada atlantique, la majorité des échanges se produit à l'intérieur des provinces. Cela n'est pas nécessairement dû aux obstacles interprovinciaux, mais possiblement à l'incidence de la distance sur les flux commerciaux (figure 2). Le tableau 2 illustre également la tendance des provinces à échanger avec les provinces voisines. Le marché d'exportation le plus important du Canada atlantique est le Québec; celui de la Saskatchewan est l'Alberta. Cependant, bien que les flux intraprovinciaux soient importants, la structure des échanges à l'intérieur des provinces n'est pas connue.

Tableau 2
Part des exportations, par province ou région (2004 à 2012)

	Provinces de l'Atlantique	Qc	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Total
	pourcentage							
Provinces de l'Atlantique	28	34	24	5	1	5	4	100
Québec	1	67	22	1	1	4	3	100
Ontario	1	11	76	2	1	6	4	100
Manitoba	1	7	18	48	6	14	6	100
Saskatchewan	0	4	13	8	44	24	6	100
Alberta	0	4	9	4	5	68	10	100
Colombie-Britannique	0	5	8	2	2	15	68	100
Total	1	23	42	4	4	16	10	100

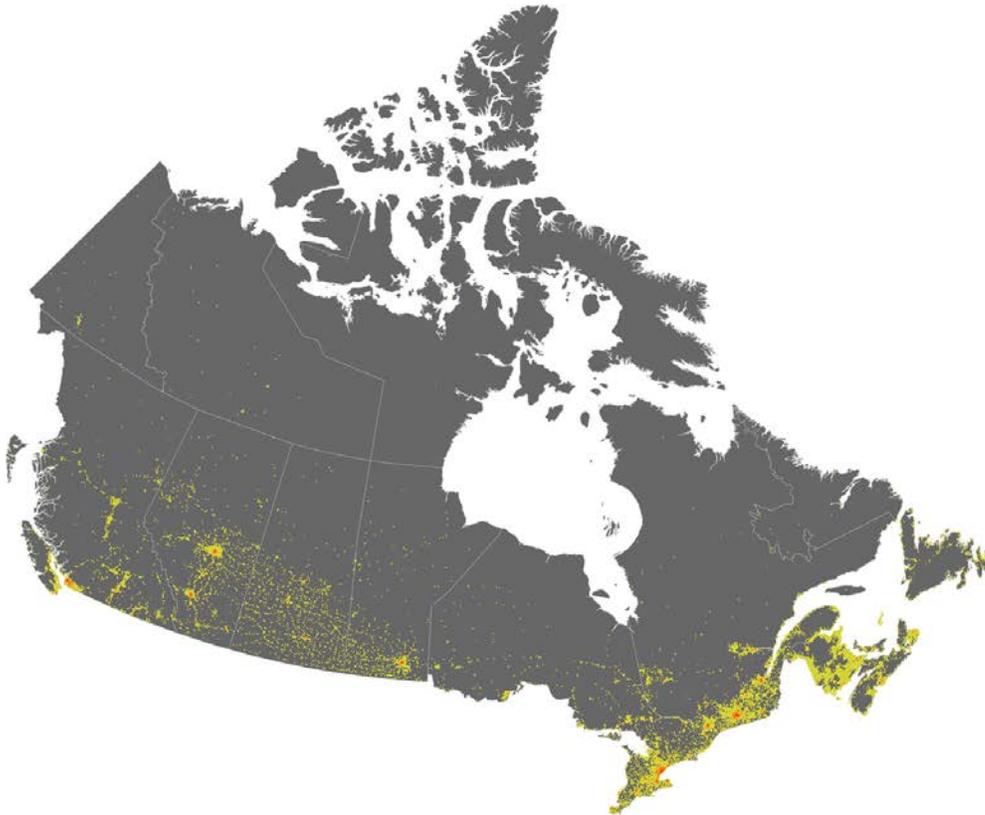
Note : Les parts sont établies en fonction des niveaux moyens des échanges entre les régions pour la période allant de 2004 à 2012. La somme des pourcentages peut ne pas être égale à 100 % en raison de l'arrondissement.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs.

La structure des échanges intraprovinciaux et interprovinciaux est déterminée par un ensemble discret de points d'origine et de destination. La carte 1 affiche les emplacements qui sont desservis par camion ou par transport ferroviaire. Chaque point représente un emplacement participant aux échanges, générant une zone potentielle où des biens seront très probablement fabriqués et utilisés. Sur cette zone, une unité géographique donnée (province, région économique (RE), division de recensement (DR) ou autre configuration) est superposée afin de générer un ensemble de flux agrégés.

Comme le montre la carte 1, bien que la plupart des échanges se produisent à l'intérieur des provinces, il semble que le plus fort potentiel d'échanges se situe dans des zones encore plus concentrées géographiquement. Cette observation se confirme lorsqu'on calcule la valeur du commerce total (exportations plus importations) dans l'ensemble des RE en pourcentage de l'ensemble du commerce de biens au Canada. Une petite minorité de RE représente une part disproportionnée du commerce intérieur. Parmi les 73 RE, trois d'entre elles (Toronto, Montréal et péninsule de Hamilton–Niagara) représentent 30 % de la valeur des biens expédiés au Canada. La RE de Toronto a enregistré un plus grand nombre d'échanges intérieurs et extérieurs que toute autre province, à l'exception de l'Ontario et du Québec. Ainsi, la compréhension du commerce provincial passe par la compréhension des échanges entre les régions infraprovinciales, en particulier dans les grands centres urbains.

Carte 1 Densité des points d'origine et de destination



Notes : Chaque point représente un hexagone de 4 km de côté (42 km²) comportant un ou plusieurs points d'origine et de destination (code postal ou terminus de chemin de fer). La gradation de couleur du jaune à l'orange au rouge dénote un ou plusieurs points d'origine et de destination.

Source : Statistique Canada, calcul des auteurs.

3 Modèle et stratégie d'estimation

L'estimation des effets des frontières provinciales repose sur l'élaboration de données de qualité suffisante pour générer des estimations bien fondées ainsi que sur un modèle et un estimateur appropriés pour les données.

3.1 Modèle d'échanges

En règle générale, dans les articles publiés (Head et Mayer, 2014)⁴, les échanges commerciaux entre les régions i et j sont traités comme une fonction multiplicative de la capacité de i de desservir les marchés d'exportation (S_i), comme la capacité d'absorption du marché d'exportation dans j (M_j) et comme une mesure qui rend compte de l'effet des coûts du commerce entre i et j (ϕ_{ij}) :

$$X_{ij} = GS_i M_j \phi_{ij}; 0 < \phi_{ij} < 1, \quad (2)$$

4. Cet exposé de base est tiré de Head et Mayer (2014), sous une forme modifiée.

où G est un terme constant. On peut exprimer cette forme générale comme un modèle gravitationnel structurel :

$$X_{ij} = G \frac{X_i}{\Omega_i} \frac{X_j}{\Phi_j} \phi_{ij}; S_i = \frac{X_i}{\Omega_i} \text{ et } M_j = \frac{X_j}{\Phi_j}, \quad (3)$$

où X_i est la valeur de la production dans i et est la somme des exportations entre tous les partenaires commerciaux (y compris lui-même) ($X_i = \sum_j X_{ij}$), et X_j est la valeur de consommation dans j et est la somme des importations entre tous les partenaires commerciaux (y compris lui-même) ($X_j = \sum_i X_{ij}$). Les termes Ω_i et Φ_j sont des termes de résistance multilatérale (Anderson et van Wincoop, 2003), où

$$\Omega_i = \sum_k \frac{\phi_{ik}}{\Phi_k} \text{ et } \Phi_j = \sum_k \frac{\phi_{kj}}{\Omega_k}. \quad (4)$$

Ω_i est une mesure de l'accès au marché pour la région exportatrice i , et Φ_j mesure le niveau de la concurrence dans le marché j . Les coûts commerciaux (ϕ_{ij}) sont pris en compte en fonction de la distance entre i et j (d_{ij}) et d'un ensemble de variables binaires qui tiennent compte des échanges intraprovinciaux (δ_p) et intrarégionaux (δ_r).

3.2 Estimateur

On peut estimer l'équation (3) en substituant des effets fixes pour S_i et M_j , en ajoutant un terme d'erreurs multiplicatif et en établissant l'exposant du côté droit :

$$\ln X_{ij} = \ln G + \lambda_i + \gamma_j + \underbrace{\beta \ln d_{ij} + \delta_p + \delta_r}_{\ln \phi} + \varepsilon_{ij}, \quad (5)$$

où λ_i et γ_j prennent en compte la production de i et le potentiel de marché de (X_i/Ω_i) et la taille de j et le niveau de concurrence de (X_j/Φ_j), respectivement.

Cette stratégie d'estimation est devenue la méthode normalisée pour estimer le modèle gravitationnel⁵ (Anderson et Yotov, 2012), et ce, en raison de la facilité d'estimation et parce que les effets fixes peuvent récupérer des données inobservables propres aux points d'origine et de destination qui peuvent biaiser les estimations basées sur des données complètes (Anderson, 2010; Head et Mayer, 2014).

Le biais attribuable à une variable manquante est particulièrement important dans le présent travail. Bien que tous les efforts soient faits pour assigner les flux des échanges là où les biens sont effectivement fabriqués et utilisés, il peut y avoir des cas où un point de destination agit

5. Cette forme fonctionnelle est une variante bien connue d'une famille de modèles gravitationnels (voir les comptes rendus de Sen et Smith, 1995 et Fotheringham et O'Kelly, 1989). Ces modèles gravitationnels assujettis à des contraintes reconnaissent que les flux d'origine et de destination dépendent souvent non seulement de la taille de chaque point d'origine et de destination, mais également de leur emplacement relatif. La documentation économique (Anderson et van Wincoop, 2003), toutefois, fournit une base microcomportementale solide pour le modèle, en particulier dans le cadre des échanges.

comme centre de distribution, gonflant ainsi son niveau d'exportations et d'importations. En outre, certaines provinces (par exemple, la Colombie-Britannique) peuvent avoir des liens plus étroits avec les marchés internationaux que d'autres provinces, ce qui réduit leur rôle en tant que partenaire commercial national. Dans les deux cas, les effets fixes devraient tenir compte de ces variables inobservables qui influent sur le niveau des échanges à l'intérieur d'une région et à l'extérieur de celle-ci (Head et Mayer, 2014).

La méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), soit l'approche normalisée pour estimer l'équation (5), introduit deux sources potentielles de biais. Tout d'abord, les estimations obtenues par les MCO pour un modèle log-linéaire multiplicatif sont biaisées en présence d'erreurs hétéroscédastiques (Santos Silva et Tenreyro, 2006). Ensuite, les estimations obtenues par les MCO sont biaisées dans les cas comportant un plus grand nombre de flux nuls, lesquels sont écartés lorsque le modèle gravitationnel est estimé au moyen de la méthode des MCO (Head et Mayer, 2014). Cette dernière source de biais est particulièrement importante dans le cas présent, puisque les modèles sont estimés en utilisant les flux entre les régions infraprovinciales, ce qui se traduit par un grand nombre de flux nuls entre les paires de régions commerciales.

La première étape pour résoudre ces problèmes est de déterminer si le terme d'erreurs est hétéroscédastique. Pour ce faire, le test Manning et Mullahy (2001) est appliqué. Il est estimé en fonction des spécifications suivantes :

$$\ln \hat{\varepsilon} = \alpha + \kappa \hat{X}_{ij}, \quad (6)$$

où $\ln \hat{X}_{ij}$ est le niveau logarithmique prévu des échanges d'après les estimations obtenues par les MCO à l'équation (5) et $\hat{\varepsilon}_{ij} = X_{ij} - \exp(\ln \hat{X}_{ij})$ est la différence entre les données et les valeurs prédites à partir du même estimateur. Sans flux nuls, Head et Mayer (2014) obtiennent $\kappa \approx 2$ lorsque le processus de génération de données produit des erreurs normales logarithmiques, mais $\kappa \approx 1,6$ lorsque le processus produit des erreurs hétéroscédastiques (Poisson). Au tableau 3, les estimations de κ sont présentées pour les estimations par province, par RE et par DR. Pour les échanges provinciaux, l'estimation ponctuelle pour κ est de 2,11, ce qui sous-entend des erreurs normales logarithmiques. Toutefois, lorsque le modèle est estimé par RE et par DR, les estimations ponctuelles pour κ sont d'environ 1,7. Pour les RE, où la proportion de flux nuls est d'environ 8 %, l'estimation se rapproche de l'estimation attendue d'après les simulations de Monte Carlo (figure 4, dans Head et Mayer, 2014). En ce qui concerne les estimations pour les DR, où près de la moitié des paires affichent des flux nuls, la valeur attendue de κ est de 1,6, et l'estimation réelle est de 1,7. Cette estimation se rapproche de celle relevée par Head et Mayer lorsqu'ils obtiennent des estimations de κ à partir de données réelles. En conséquence, dans les deux cas, l'estimation pour κ est significativement différente de 2, ce qui donne à penser que l'estimateur par les MCO est inapproprié.

Tableau 3

Test Manning et Mullahy, par province, région économique et division de recensement

Unité géographique	κ	Intervalle de confiance à 95 %		Nombre d'observations
		Borne inférieure	Borne supérieure	
Province	2,11	1,92	2,30	100
Région économique	1,71	1,68	1,74	5 069
Division de recensement	1,68	1,67	1,69	47 156

Notes : κ estimé à partir de l'équation (6) en utilisant les flux des échanges entre les provinces, les régions économiques et les divisions de recensement. Lorsque κ est significativement différent de 2, le test peut être interprété comme indiquant que les moindres carrés ordinaires ne sont pas l'estimateur approprié.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs.

La seconde étape consiste à évaluer l'estimateur approprié en présence de flux nuls et d'erreurs hétéroscédastiques. D'après les résultats de la simulation de Monte Carlo, Head et Mayer (2014) constatent que l'estimateur du pseudo maximum de vraisemblance de Poisson (PMV-Poisson) tend à produire le moins de biais. Il s'agit ainsi de l'estimateur privilégié, en particulier lorsque les estimations sont basées sur des flux entre les régions infraprovinciales. Il est également privilégié puisqu'il reproduit parfaitement les estimations du modèle d'équations structurelles (Fally, 2015) d'Anderson et van Wincoop (2003).

3.3 Géographie et estimation

L'analyse repose sur l'agrégation des données ponctuelles en un ensemble d'unités géographiques. Les unités établies en fonction de la Classification géographique type (appelées ci-après unités géographiques normalisées, par exemple, les RE et les DR) ne constituent que l'un d'un nombre presque illimité d'unités géographiques possibles. Comme l'ont démontré Hillberry et Hummels (2008), les estimations des obstacles au commerce peuvent être fortement influencées par l'unité géographique choisie.

Les conclusions d'Hillberry et Hummels (2008) constituent un exemple de problème d'unité spatiale modifiable (MAUP) [traduction] : « [...] la sensibilité des résultats d'analyse à la définition des unités pour lesquelles des données réelles sont recueillies » (Fotheringham et Wong, 1991, p. 1025). Le MAUP est caractérisé à la fois par un effet d'échelle et de zonage. Autrement dit, les résultats analytiques dépendent de la résolution spatiale (effet d'échelle) et de la morphologie (effet de zonage) de l'unité géographique utilisée pour agréger les données (Páez et Scott, 2005).

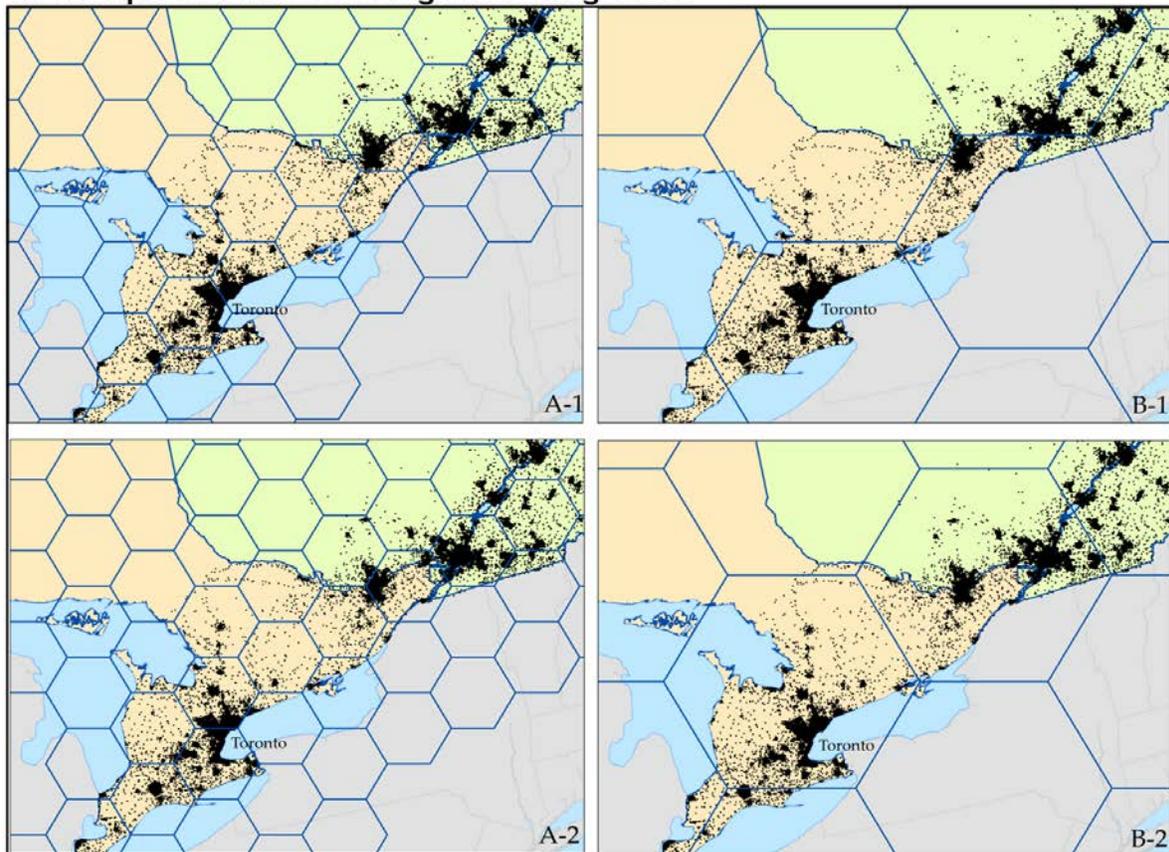
Ces problèmes se posent pour les statistiques multivariées, y compris les modèles d'interaction spatiale comme le modèle gravitationnel (Fotheringham et Wong, 1991; Amrhein et Flowerdew, 1992; Briant, Combes et Lafourcade, 2010). En particulier, Briant, Combes et Lafourcade (2010) montrent que les résultats des modèles gravitationnels sont plus sensibles aux effets d'échelle et moins sensibles aux effets de zonage. Toutefois, ces problèmes sont jugés secondaires par rapport aux problèmes de spécification du modèle (par exemple, le biais dû aux variables omises). Néanmoins, comme le démontre Amrhein (1995), un MAUP peut survenir même lorsque les problèmes de spécification sont pris en compte.

Ainsi, les effets d'agrégation géographique doivent être pris en compte. Pour ce faire, il faut appliquer différentes unités géographiques aux données. Deux stratégies sont alors utilisées. La première consiste à déterminer la sensibilité des résultats lors de l'application des unités géographiques normalisées, à savoir définir les régions d'échanges en fonction des provinces, des RE et des DR. La deuxième stratégie tire profit de l'interprétation d'Arbia (1989) qui montre que les biais résultant des effets d'échelle et de zonage de l'unité géographique peuvent être minimisés en s'assurant que les unités géographiques sont identiques et spatialement

indépendantes. Une grille hexagonale⁶ est superposée aux points d'origine et de destination géocodés, créant ainsi une unité géographique identique et spatialement indépendante (carte 2). Les hexagones qui traversent les frontières provinciales sont séparés et traités comme des unités géographiques discrètes.

Toutefois, même si l'utilisation d'unités géographiques hexagonales contribue possiblement à minimiser le biais créé par l'agrégation des données, elle ne l'élimine pas complètement. Les problèmes soulevés par l'effet d'échelle et de zonage subsistent. Puisqu'il n'existe aucune échelle théoriquement prédéterminée pour les hexagones, la sensibilité des résultats quant à la taille doit être testée. La couverture géographique des hexagones de 75 km et de 225 km de côté illustrée aux cartes A-1 et B-1 (à la carte 2) présente un exemple de cette constatation. Les plus petits hexagones couvrent des parties de régions métropolitaines, tandis que les plus grands hexagones peuvent en englober plusieurs. De même, bien que la forme des hexagones ne change pas, le zonage demeure important puisque les hexagones sont positionnés de façon arbitraire sur les points d'origine et de destination. À la carte A-1, Toronto est répartie sur deux hexagones, tandis qu'à la carte A-2, elle est répartie sur trois. Les effets d'échelle et de zonage sont testés en exécutant le modèle pour différentes échelles et différents zonages.

Carte 2
Taille et positionnement des grilles hexagonales



Notes : Les cartes A-1 et A-2 présentent deux différentes superpositions des hexagones de 75 km de côté sur le sud de l'Ontario et du Québec, où chaque point représente un point d'origine et de destination. Les cartes B-1 et B-2 présentent la même chose pour les hexagones de 225 km de côté. Les hexagones doivent respecter les limites provinciales et sont répartis entre les provinces.

Source : Statistique Canada, calcul des auteurs.

6. D'autres formes géométriques auraient pu être utilisées, comme des carrés ou des triangles, mais on a eu recours aux hexagones puisque, idéalement, ils formeraient des zones commerciales (marché).

4 Estimations du modèle

Dans cette section, les effets de frontière sont estimés en utilisant des estimations du flux des échanges à l'échelle de la province, ce qui fournit un scénario de base. Les effets de frontière sont ensuite estimés au moyen d'unités géographiques infraprovinciales. Cela constitue la base de l'analyse. Le reste de la discussion porte sur un ensemble de vérifications de la robustesse, en accordant une attention particulière à la sensibilité des estimations aux MAUP, aux autres spécifications du modèle ou à une combinaison de ces éléments.

4.1 Estimations types selon la province

Les obstacles interprovinciaux au commerce sont mesurés en comparant les niveaux agrégés des échanges intraprovinciaux et interprovinciaux. Cette comparaison poursuit plusieurs objectifs. Premièrement, en comparant le niveau réel des échanges interprovinciaux aux estimations de référence, la sensibilité des résultats à la perte d'échanges due à l'établissement de données repères peut être déterminée. Deuxièmement, les estimations obtenues par les MCO, par le PMV-Poisson et par le PMV-Gamma peuvent être comparées sans flux nuls. En fonction de leurs conditions de premier ordre, l'estimateur Poisson met davantage l'accent sur l'écart absolu entre les flux réels et prévus, tandis que les estimations obtenues par les MCO et le PMV-Gamma mettent l'accent sur l'écart en pourcentage et, ainsi, devraient donner des résultats similaires (Head et Mayer, 2014). Troisièmement, les résultats provinciaux servent de points de référence pour comparer les obstacles estimés au commerce interprovincial en analysant les échanges entre les régions infraprovinciales.

Le tableau 4-1 montre les effets estimés de la distance et de la province sur le commerce provincial, au moyen des flux basés sur les entrées-sorties et ceux dérivés après l'établissement de données repères. Le modèle est estimé en utilisant une version de l'équation (5), modifiée de façon appropriée, et en utilisant le niveau moyen des échanges provinciaux de 2004 à 2012 comme variable dépendante. Plusieurs observations peuvent être dégagées de ce tableau.

Premièrement, les estimations reposant sur les flux d'entrées-sorties et les flux pondérés sont similaires. Les estimations pour la province même ont tendance à être moindres lorsque les estimations de référence sont utilisées, mais l'effet est relativement faible, particulièrement lorsque l'estimateur Poisson est utilisé. Puisqu'il y a relativement peu de perte de généralité résultant de l'établissement de données repères, le reste de la discussion porte sur ces estimations.

Deuxièmement, il existe des effets de frontière, peu importe l'estimateur utilisé. L'estimateur par les MCO, lequel n'est pas significatif pour les flux pondérés, fait exception. Lorsqu'on utilise les estimations de référence des entrées-sorties, les effets de frontière varient de 1,61 (MCO) à 2,26 (Poisson). Autrement dit, les échanges à l'intérieur de la province sont de 61 % à 126 % plus élevés que les échanges interprovinciaux lorsque la distance et la résistance multilatérale sont prises en compte.

L'avantage d'établir les estimations des échanges à partir des données de livraison est qu'il est possible d'obtenir une mesure plus précise de la distance parcourue par les biens à l'intérieur des provinces et entre elles. La sensibilité des résultats à la mesure de la distance peut être testée en comparant les estimations fondées sur la distance du réseau à celles fondées sur la distance orthodromique, laquelle est habituellement utilisée dans la documentation (annexe A.4).

Tableau 4-1

Estimation de l'effet des frontières provinciales en fonction des flux provinciaux moyens (2004 à 2012) — Distance du réseau

	Distance du réseau					
	Entrées-sorties			Référence		
	MCO	Poisson	Gamma	MCO	Poisson	Gamma
Distance						
Coefficient	-1,025 **	-0,661 **	-0,999 **	-1,077 **	-0,686 **	-1,0780 **
Erreur-type	0,0458	0,0496	0,0453	0,0576	0,0522	0,0537
Dans la province						
Coefficient	0,607 **	0,865 **	0,775 **	0,479	0,816 **	0,634 *
Erreur-type	0,2230	0,0807	0,1900	0,2890	0,0827	0,2540
Constante						
Coefficient	12,31 **	9,916 **	12,42 **	11,70 **	9,515 **	12,08 **
Erreur-type	0,4100	0,5590	0,3730	0,6300	0,8770	0,5350
Effet de frontière	1,83	2,38	2,17	1,61	2,26	1,89
Valeur R au carré	0,954	0,959
Nombre d'observations	100	100	100	100	100	100

... n'ayant pas lieu de figurer

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)

Notes : MCO signifie moindres carrés ordinaires. Les modèles comprennent les effets fixes pour les points d'origine et de destination. L'effet de frontière est donné par exp (dans la province).

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs.

Tableau 4-2

Estimation de l'effet des frontières provinciales en fonction des flux provinciaux moyens (2004 à 2012) — Distance orthodromique

	Distance orthodromique					
	Entrées-sorties			Référence		
	MCO	Poisson	Gamma	MCO	Poisson	Gamma
Distance						
Coefficient	-1,058 **	-0,778 **	-1,037 **	-1,100 **	-0,806 **	-1,106 **
Erreur-type	0,0462	0,0571	0,0436	0,0613	0,0591	0,0564
Dans la province						
Coefficient	0,747 **	0,780 **	0,840 **	0,653 *	0,728 **	0,743 **
Erreur-type	0,1940	0,0907	0,1710	0,2740	0,0882	0,2490
Constante						
Coefficient	12,01 **	10,49 **	12,17 **	11,29 **	10,12 **	11,70 **
Erreur-type	0,4050	0,5470	0,3600	0,6440	0,8480	0,5350
Effet de frontière	2,11	2,18	2,32	1,92	2,07	2,10
Valeur R au carré	0,956	0,959
Nombre d'observations	100	100	100	100	100	100

... n'ayant pas lieu de figurer

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)

Notes : MCO signifie moindres carrés ordinaires. Les modèles comprennent les effets fixes pour les points d'origine et de destination. L'effet de frontière est donné par exp (dans la province).

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs.

La façon dont la distance est mesurée a de l'importance. En moyenne, la distance du réseau est 33 % plus grande que la distance orthodromique. En raison de la compression de la distance, le paramètre de distance devrait être davantage négatif pour les estimations fondées sur la distance orthodromique, ce qui est vrai, quel que soit l'estimateur (voir le tableau 4-2). Par ailleurs, les distances orthodromiques à l'intérieur des provinces sont, en termes relatifs, surestimées

(annexe A.4), ce qui biaise à la hausse l'effet à l'intérieur de la province. L'estimateur par les MCO et l'estimateur Gamma montrent cet effet, contrairement à l'estimateur Poisson, dont le coefficient de distance semble plutôt mettre le biais en évidence.

4.2 Estimations selon les unités géographiques infraprovinciales

Les estimations des effets des frontières provinciales fondées sur la comparaison des flux du commerce intraprovincial et interprovincial peuvent demeurer biaisées si ces unités ne captent pas efficacement la structure des échanges. Comme le montrent Hillberry et Hummels (2008), si les flux sur de courtes distances prédominent et ne sont pas correctement captés par la mesure de la distance interne, l'effet de frontière estimé peut être biaisé à la hausse.

Pour mieux établir la présence et la vigueur des effets des frontières provinciales, les flux commerciaux intraprovinciaux et interprovinciaux sont mesurés au moyen d'unités géographiques infraprovinciales de différentes tailles et morphologies. Puisque les échanges peuvent être observés à la fois à l'intérieur des unités géographiques infraprovinciales et entre de telles unités, une variable binaire est incluse pour le commerce à l'intérieur de l'unité (dans la région). Cette variable devrait prendre en compte les non-linéarités dans l'effet de la distance pour les flux sur de plus courtes distances ou les différences dans la nature des échanges dans la région ou entre les régions. Les échanges dans la région sont plus susceptibles de comprendre des flux sur de courtes distances entre les fabricants et les centres de distribution, entre les centres de distribution et les magasins (Hillberry et Hummels, 2003) et entre les fournisseurs en amont et les utilisateurs en aval pour les entrées intermédiaires (Hillberry et Hummels, 2008).

En se concentrant sur les unités infraprovinciales, on introduit le problème de flux nuls entre les unités d'échanges. L'ensemble des unités d'échanges est défini comme étant les unités utilisant ou fabricant les biens. Les unités qui ne prennent pas part au commerce des biens, soit au sein d'elles-mêmes ou avec les autres unités, sont exclues. Cela peut découler du fait que l'on n'observe aucune production mesurable de biens dans l'unité ou découler d'une variabilité d'échantillonnage. Puisque les estimations sont fondées sur la valeur moyenne des échanges sur neuf ans, l'ampleur de l'effet de la variabilité d'échantillonnage risque d'être faible. Bien sûr, les unités incluses dans l'ensemble d'unités d'échanges n'entretiennent pas de relations commerciales avec toutes les unités potentielles, ce qui entraîne des flux nuls. Les flux nuls peuvent être dus au hasard (encore une fois, la variabilité d'échantillonnage), ou ils peuvent être de nature structurelle (les producteurs engagent des coûts supérieurs au seuil de démarcation). Pour permettre la présence de flux nuls, l'estimateur Poisson est utilisé. Pour les flux nuls, la distance entre les régions est mesurée en distance orthodromique⁷.

Sur les quatre unités géographiques utilisées dans le cadre de l'analyse, deux (les RE et les DR) s'appuient sur les unités géographiques normalisées; les deux autres sont des grilles hexagonales de 75 km et de 225 km de côté. Si les hexagones faisaient plus de 225 km de côté, certaines des plus petites provinces en comporteraient très peu. Par ailleurs, des hexagones de moins de 75 km de côté entraîneraient un si grand nombre d'effets fixes devant être estimés que l'estimateur PMV-Poisson ne pourrait converger de manière fiable. Le tableau 5 présente les caractéristiques des unités.

7. Les mêmes modèles ont été estimés en utilisant la distance du réseau prévue, mais les coefficients obtenus ne sont pas qualitativement différents. Par conséquent, les distances orthodromiques, qui sont plus simples, sont utilisées.

Tableau 5
Statistiques descriptives pour les unités d'échanges infraprovinciales, par unité géographique

	Norme		Hexagones	
	Régions économiques	Divisions de recensement	225 km de côté	75 km de côté
Unités géographiques		nombre		
Total	76	288	90	511
Ensemble des unités d'échanges	73	282	90	380
Superficie		kilomètres carrés		
Moyenne	74 930	19 397	131 528	14 614
Écart-type	129 347	59 759
Minimum	247	193	131 528	14 614
25 ^e centile	10 416	1 863	131 528	14 614
Médiane	20 880	3 771	131 528	14 614
75 ^e centile	77 903	15 202	131 528	14 614
Maximum	747 158	747 158	131 528	14 614

... n'ayant pas lieu de figurer

Notes : L'ensemble des unités d'échanges est défini comme les unités géographiques participant à des échanges commerciaux mesurés, excluant celles dans les territoires. La superficie des unités géographiques infraprovinciales est calculée pour l'ensemble des unités d'échanges.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs.

En optant pour les RE comme unité d'échanges, le paramètre de distance tend à être moins négatif que pour les estimations fondées sur la province, et la région est susceptible de prendre en compte l'effet non linéaire des flux sur de courtes distances (tableau 6). L'estimation pour la province est plus faible, se traduisant en un effet de frontière de 2,10. En utilisant les DR, c'est-à-dire une unité élémentaire fondamentale des RE, le nombre de paires d'échanges potentielles passe de 5 329 à 79 524. Pour cet ensemble beaucoup plus grand de plus petites unités d'échanges, l'effet de frontière diminue pour s'établir à 1,97.

Tant pour les petits que pour les grands hexagones, les effets dans la région ne sont pas statistiquement significatifs et les effets dans la province demeurent quant à eux significatifs, mais nettement inférieurs à ceux observés pour les unités géographiques normalisées. Le résultat est un effet de frontière qui tombe dans une fourchette restreinte allant de 1,60 (grands hexagones) à 1,62 (petits hexagones). En d'autres mots, on estime que le commerce intraprovincial est de 60 % à 62 % plus vigoureux que le commerce interprovincial, toutes choses égales par ailleurs (tableau 6).

Tableau 6

Estimations de l'effet des frontières provinciales en fonction des flux entre les grands et les petits hexagones (2004 à 2012)

	Unité géographique				
	Type		Hexagone		Région de tri d'acheminement
	Région économique	Division de recensement	225 km de côté	75 km de côté	
Distance					
Coefficient	-0,551 **	-0,573 **	-0,820 **	-0,742 **	-0,426 **
Erreur-type	0,0461	0,0278	0,0620	0,0357	0,0146
Dans la région					
Coefficient	0,408 **	0,467 **	-0,101	-0,0215	1,052 **
Erreur-type	0,1380	0,1210	0,1270	0,1170	0,0966
Dans la province					
Coefficient	0,743 **	0,679 **	0,472 **	0,483 **	0,909 **
Erreur-type	0,0951	0,0633	0,0872	0,0783	0,0421
Constante					
Coefficient	6,981 ***	7,094 ***	3,142 ***	2,540 ***	2,015 ***
Erreur-type	0,4900	0,3590	0,7760	0,4770	0,3830
Effet de frontière	2,10	1,97	1,60	1,62	2,48
Nombre d'observations	5 329	77 274	8 619	132 862	2 574 640

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,001$)

Notes : Tous les modèles utilisent un estimateur du pseudo maximum de vraisemblance de Poisson et comprennent les effets fixes pour les points d'origine et de destination. Les grands hexagones ont 225 km de côté; les petits hexagones ont 75 km de côté. « Dans la région » désigne les flux au sein de l'unité géographique d'analyse : région économique, division de recensement, hexagone ou région de tri d'acheminement.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs.

Ces résultats contrastent avec ceux de Hillberry et Hummels (2008), qui constatent que l'effet des frontières entre les États est un biais dû à l'unité géographique utilisée pour mesurer le commerce intérieur. Toutefois, dans leur analyse, les effets de frontière disparaissaient seulement lorsqu'on avait recours à une unité géographique encore plus précise que celle utilisée dans la présente étude, à savoir les codes ZIP américains à cinq chiffres. Pour tenir compte de cette observation, le modèle a été exécuté de nouveau en utilisant les régions de tri d'acheminement (RTA), soit le plus proche équivalent canadien des codes postaux américains⁸. Les estimations ponctuelles pour la province demeuraient positives et significatives (tableau 6), mais à un niveau plus élevé que pour les autres unités géographiques. Même avec une unité géographique très précise, les effets des frontières provinciales se maintiennent : une observation robuste et s'appliquant à un large ensemble de spécifications (partie 4.3.4).

Les estimations des effets des frontières provinciales et infraprovinciales indiquent que l'unité géographique choisie a de l'importance, mais les données permettant de tirer des conclusions solides demeurent insuffisantes. Deux questions doivent être réglées. La première est la mesure dans laquelle les résultats sont sensibles aux MAUP, notamment les effets d'échelle et de zonage (taille et emplacement des hexagones). Il est difficile de savoir si les variations dans les effets des frontières provinciales parmi les hexagones de différentes tailles (ou en l'absence de ceux-ci) sont compensées par la variabilité résultant du positionnement des hexagones. La deuxième question est de savoir si un effet non linéaire de la distance sur les échanges a une

8. Les RTA sont définis par les trois premiers caractères alphanumériques d'un code postal. La superficie moyenne des RTA est beaucoup plus grande que celle des zones de code ZIP (5 894 km² par rapport à 229 km²), ce qui est dû à la présence de quelques très grandes RTA au Canada. En fait, la superficie médiane des RTA est moindre que la superficie médiane des zones de code ZIP (41 km² par rapport à 96 km²), et les RTA demeurent plus petites jusqu'au 70^e percentile. Puisque ces plus petites RTA se trouvent dans des régions métropolitaines denses, elles devraient prendre en compte l'effet non linéaire de la distance sur le commerce pour les flux sur de courtes distances.

incidence sur les estimations des effets des frontières provinciales. L'élasticité de la distance varie selon les unités géographiques et les estimateurs et, comme Head et Mayer (2014) l'indiquent, une variation du terme de la distance entre les estimateurs Poisson et Gamma peut être le signe d'une erreur de spécification du modèle, ce que présente le tableau 4. Ainsi, il est nécessaire d'évaluer plus rigoureusement la façon dont l'unité géographique et la spécification du modèle, particulièrement les effets non linéaires de la distance, ont une incidence sur les effets de frontière estimés.

4.3 Robustesse des estimations infraprovinciales

La robustesse des estimations est testée en quatre étapes. La première teste la sensibilité des résultats aux MAUP. La deuxième vérifie si un effet non linéaire de la distance sur les échanges peut avoir une incidence sur les estimations des effets des frontières provinciales. La troisième combine les deux premières étapes en déterminant jusqu'à quel point les résultats sont sensibles lorsque le MAUP et l'effet non linéaire de la distance sont pris en compte. La quatrième étape renvoie à l'analyse de Hillberry et Hummel (2008) afin de déterminer si les effets des frontières provinciales se maintiennent lorsque les RTA sont utilisées comme unités d'échanges après l'application de leur spécification et de leur estimateur ainsi que du modèle entièrement spécifié.

4.3.1 Problème d'unité spatiale modifiable

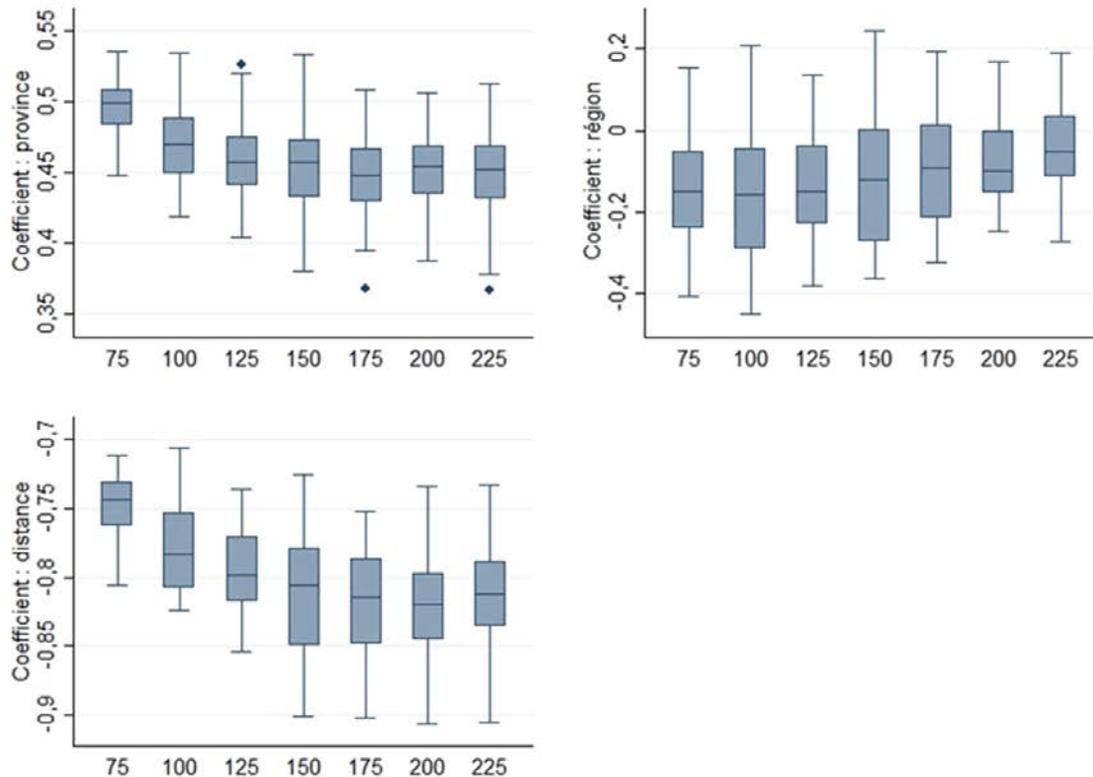
Pour vérifier la sensibilité des résultats au MAUP, les modèles sont exécutés de nouveau sur des grilles hexagonales de différentes tailles et décalées de façon aléatoire. Pour une taille donnée d'hexagone, la grille est superposée à la masse terrestre du Canada, et chaque point d'origine et de destination est codé de manière à correspondre à sa province et à son hexagone respectif. Le centroïde de chaque hexagone est ensuite déplacé vers un point aléatoire à l'intérieur d'un cercle circonscrit par ses frontières. L'ensemble des points est limité au cercle circonscrit, puisque le fait de les glisser sur plus d'une unité ne fait que reproduire le motif. Les points d'origine et de destination sont recodés pour représenter leur province et leur hexagone. La grille est décalée de façon aléatoire 100 fois⁹, générant un ensemble de paramètres qui décrit la sensibilité des estimations par rapport à l'emplacement de la grille (MAUP, effet de zonage) pour une taille donnée d'hexagone. Cet exercice est répété pour sept tailles d'hexagones différentes, augmentant par tranche de 25 km de côté, pour passer de 75 km à 225 km. Cela permet de constater la mesure dans laquelle les résultats sont sensibles à la taille des hexagones (effet d'échelle et MAUP).

Pour représenter la répartition des coefficients découlant des simulations pour les principales variables — province, région (hexagone) et distance — la figure 3 présente des diagrammes de quartiles selon la taille des hexagones. Les boîtes représentent l'écart interquartile, et la ligne les traversant correspond à la valeur médiane du coefficient. Le point terminal des moustaches (valeurs adjacentes supérieures et inférieures) représente la valeur du coefficient classé le plus près de l'écart interquartile supérieur (inférieur), sans être supérieur (inférieur) à 1,5 fois l'écart. Les points désignent les valeurs extrêmes.

9. Il aurait été préférable de déplacer les grilles de façon aléatoire plus de 100 fois et d'accroître le nombre de catégories de taille, mais cela alourdit le traitement informatique en ce qui a trait au géocodage des flux pour une grille donnée et aux estimations PMV-Poisson.

Figure 3

Estimation des coefficients dans la province et dans la région par distance, taille (kilomètre de côté) et positionnement des hexagones



Notes : Les diagrammes représentent la gamme interquartile, et la ligne les traversant correspond à la valeur médiane de coefficient. La fin des moustaches, valeurs adjacentes supérieures et inférieures, représente la valeur du coefficient classé le plus près, mais pas de plus de 1,5 fois supérieure/inférieure, de l'écart interquartile supérieur/inférieur. Les points identifient les valeurs extrêmes.

Source : Statistique Canada, calcul des auteurs.

En ce qui a trait aux résultats pour la province, les valeurs médianes des coefficients varient de 0,50 pour les plus petits hexagones à 0,45 pour les plus grands (effet d'échelle), et les coefficients convergent asymptotiquement vers la valeur médiane inférieure au fur et à mesure que la taille des hexagones augmente. Ces résultats concordent avec les observations de Coughlin et Novy (2016) qui affirment que si les échanges au sein de petites unités sont particulièrement vigoureux, au fur et à mesure que la taille de l'unité augmente, les effets de frontière tendent à diminuer. L'emplacement de la grille hexagonale (effet de zonage) a un effet plus considérable sur les estimations, puisque la différence entre les valeurs adjacentes inférieures et supérieures du diagramme est plus grande que celle entre les médianes des hexagones de différentes tailles. Cette observation contraste avec celle de Briant, Combes et Lafourcade (2010), qui constatent que l'effet d'échelle est plus considérable que celui de zonage. De façon plus générale, le fait de passer à une unité géographique uniforme entraîne un effet qualitatif sur l'effet de frontière estimé et ce résultat se maintient lorsqu'on tient compte de l'effet de la taille et de l'emplacement des hexagones sur les estimations.

4.3.2 Effets non linéaires de la distance

Les variations dans les résultats entre les hexagones de différentes tailles peuvent provenir d'un effet non linéaire de la distance sur les échanges, dont l'une des manifestations est l'effet négatif de la taille de l'hexagone sur le coefficient de la distance (figure 3). Au fur et à mesure que les

hexagones deviennent plus petits, la distance de livraison moyenne diminue. Si ces flux sur de courtes distances plus répandus sont sous-estimés, l'effet des frontières provinciales, lui, sera surestimé, puisque les échanges intraprovinciaux se produisent sur de plus courtes distances que les échanges interprovinciaux (figure 2). Cela semble être le cas, puisqu'il existe une association positive entre les coefficients de la province et ceux de la distance (figure 3).

Pour au moins deux raisons, on s'attend à ce que l'effet de la distance sur les échanges varie. Premièrement, les prix facturés par les entreprises de camionnage, par exemple, comprennent des composantes de coûts fixes et variables (parcours de ligne). Puisque les coûts fixes par livraison sont d'environ 200 \$ et que les coûts de parcours de ligne augmentent pour se situer à environ 0,80 \$ par kilomètre (Brown, 2015), les prix incluant les coûts de transport seront effectivement uniformes sur de courtes distances. Deuxièmement, le regroupement endogène de fournisseurs en amont et d'entreprises en aval¹⁰ ainsi que de réseaux de distribution en étoile¹¹ (Hillberry et Hummels, 2008) peut donner lieu à un large volume d'échanges sur de courtes distances et à une chute abrupte lorsque la distance de livraison va au-delà du « coin de la rue ». Les prix uniformes sur les courtes distances, combinés aux effets de regroupement ou de distribution, créent un ensemble complexe d'attentes. Pour ce qui est des flux sur de très courtes distances, l'effet de la distance sur les échanges peut être négatif (du moins après un court plateau), mais l'effet négatif de la distance sur les échanges au-delà de ces flux sur de très courtes distances devrait être initialement faible, puis se renforcer au fur et à mesure que les coûts variables surpassent l'effet des coûts fixes sur les tarifs de transport. Cette tendance qui se dégage des données fait en sorte qu'il faut aller au-delà de la forme quadratique type pour tenir compte des non-linéarités.

Pour tenir compte des effets non linéaires de la distance, le modèle est estimé de nouveau à l'aide d'une spline comportant des nœuds à 25 km, à 100 km et à 500 km (tableau 7) en utilisant les grilles hexagonales pour les estimations du tableau 6¹². D'après les résultats des hexagones plus petits, les élasticités de la distance concordent avec une forte baisse des livraisons sur de très courtes distances (reflétant le regroupement d'usines liées aux entrées-sorties, par exemple), tandis que l'effet non significatif de la distance pour les flux de 25 à 100 km concorde avec les tarifs de transports relativement constants qui sont facturés par les entreprises pour de courtes distances. Lorsque l'effet non linéaire de la distance est pris en compte, le coefficient pour la province est davantage similaire pour les diverses catégories de taille d'hexagone. Toutefois, en raison de la sensibilité des résultats quant à l'emplacement des grilles hexagonales, pour cet ensemble unique d'estimations ponctuelles, il est difficile de déterminer la similitude des estimations de l'effet de frontière entre les grands et les petits hexagones.

Finalement, une variable binaire est ajoutée pour les hexagones partageant une frontière (régions contiguës). On s'attend à ce que cette mesure de contiguïté tienne compte des flux sur de courtes distances traversant les frontières. Pour les grands et les petits hexagones, le coefficient de la région contiguë est non significatif, tandis que le coefficient pour la province diminue tout en restant significatif.

10. Comme le montrent Behrens, Bougna et Brown (2015), les usines tendent à se regrouper géographiquement, et cette tendance est positivement associée à la distance par rapport aux fournisseurs en amont et aux utilisateurs des biens intermédiaires en aval.

11. Si les voyages de courte distance entre les fabricants et les centres de distribution ou entre les centres de distribution et les magasins de détail sont pris en compte dans les données, ce qui est possiblement encore le cas en dépit des mesures prises pour tenir compte de ces effets, la structure des échanges observée sera la même que celle observée en présence d'une tendance de regroupement.

12. Ces grilles hexagonales particulières sont utilisées pour maintenir la comparabilité entre les modèles.

Tableau 7

Robustesse des estimations de l'effet des frontières provinciales par rapport aux effets non linéaires de la distance et de contiguïté

	Hexagone : 225 km de côté		Hexagone : 75 km de côté	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
Distance				
0 km à 25 km				
Coefficient	-1,356 **	-1,338 **	-0,932 **	-0,923 **
Erreur-type	0,284	0,281	0,122	0,122
25 km à 100 km				
Coefficient	-0,544	-0,561	-0,268	-0,276
Erreur-type	0,471	0,469	0,227	0,227
100 km à 500 km				
Coefficient	-0,836 **	-0,720 **	-0,711 **	-0,801 **
Erreur-type	0,1190	0,1200	0,0598	0,0915
Plus de 500 km				
Coefficient	-0,818 **	-0,772 **	-0,862 **	-0,858 **
Erreur-type	0,0854	0,1090	0,0684	0,0689
Dans la région				
Coefficient	-0,0608	0,2330	0,312 †	0,1790
Erreur-type	0,173	0,237	0,161	0,199
Dans la province				
Coefficient	0,458 **	0,412 **	0,431 **	0,418 **
Erreur-type	0,0839	0,0755	0,0713	0,0709
Régions contiguës				
Coefficient	...	0,195	...	-0,132
Erreur-type	...	0,1380	...	0,0972
Constante				
Coefficient	4,513 **	4,184 **	2,638 **	2,746 **
Erreur-type	0,807	0,833	0,494	0,501
Effet de frontière	1,58	1,51	1,54	1,52
Nombre d'observations	8 619	8 619	132 862	132 862

... n'ayant pas lieu de figurer

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,10$)

Notes : Tous les modèles utilisent un estimateur du pseudo maximum de vraisemblance de Poisson et comprennent les effets fixes pour les points d'origine et de destination. Pour les hexagones de 75 km de côté, les points d'origine et de destination comportant très peu de flux sont écartés pour estimer les erreurs types. Les estimations ponctuelles demeurent qualitativement inchangées par rapport aux résultats de l'échantillon complet.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs.

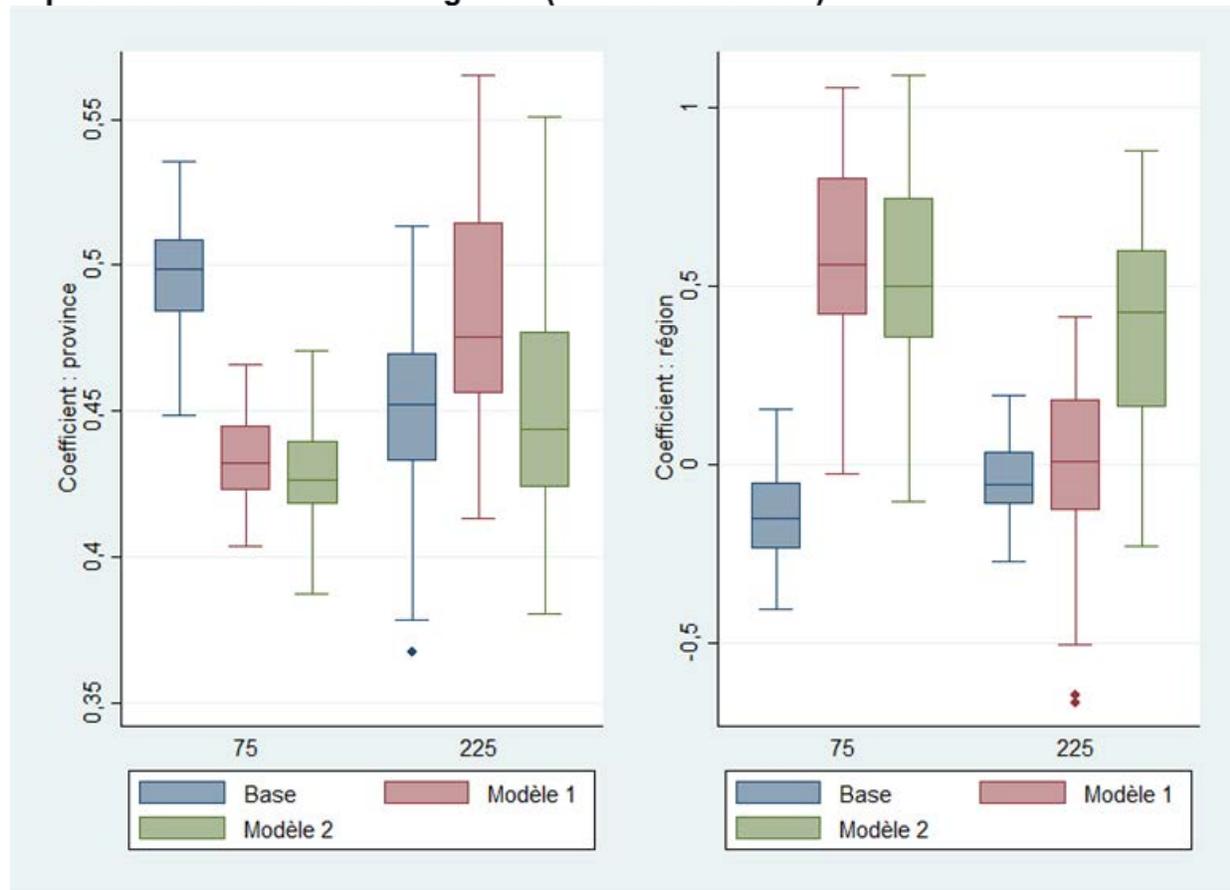
4.3.3 Effets non linéaires de la distance et problème d'unité spatiale modifiable

La vérification suivante vise à déterminer si le fait de tenir compte des effets non linéaires de la distance réduit le degré de variation des résultats entre les différentes tailles et les divers positionnements des hexagones. Encore une fois, cette vérification se fait par perturbation aléatoire des grilles hexagonales pour les plus grands hexagones (225 km de côté) et les plus petits (75 km de côté) et également pour les diverses spécifications du modèle. Les estimations du modèle de « base » reproduisent celles de la figure 3 (qui utilise la spécification du tableau 6). Les estimations des modèles 1 et 2 correspondent quant à elles à celles du tableau 7. Lorsque l'effet non linéaire de la distance est pris en compte, le coefficient médian des petits hexagones est réduit, mais celui des grands hexagones (figure 4) augmente, inversant ainsi la tendance illustrée à la figure 3. Lorsque la contiguïté est ajoutée au modèle (modèle 2), des effets des frontières provinciales statistiquement indiscernables pour les petits et les grands hexagones sont produits. Les coefficients des hexagones convergent également, mais seulement lorsque la contiguïté est prise en compte. Bien que les tendances centrales des distributions des coefficients

des petits et des grands hexagones soient les mêmes, leurs variances ne le sont pas : les grands hexagones affichent un écart interquartile deux fois plus grand que celui des petits hexagones. Dans ce contexte, les effets de frontière des petits hexagones sont plus fiables.

Figure 4

Estimation des coefficients pour la province et la région selon le modèle, la taille le positionnement des l'hexagones (kilomètre de côté)



Notes : Les estimations du modèle de « base » reproduisent celles présentées à la figure 3 (qui utilise la spécification présentée au tableau 6). Les estimations des modèles 1 et 2 correspondent quant à elles à celles du tableau 7. Les boîtes représentent l'écart interquartile, et la ligne les traversant correspond à la valeur médiane du coefficient. Le point terminal de chacune des moustaches, à savoir les valeurs adjacentes supérieures et inférieures, représente la valeur du coefficient classé qui est la plus près de l'écart interquartile supérieur (inférieur), sans être supérieur (inférieur) à 1,5 fois l'écart. Les points désignent les valeurs extrêmes.
Source : Statistique Canada, calcul des auteurs.

4.3.4 Effets des frontières provinciales selon les régions de tri d'acheminement

Comme dernière vérification de la robustesse, l'analyse revisite Hillberry et Hummels (2008), ce qui permet de constater que les effets des frontières entre les États sont éliminés lorsque les échanges sont mesurés en utilisant les codes ZIP à cinq chiffres. Cela nécessite en premier lieu l'utilisation de l'estimateur (MCO) et la spécification du modèle (terme quadratique de la distance) provenant de leur analyse, puis l'application de l'estimateur privilégié (Poisson) et du modèle (effets de la distance estimés à l'aide d'une spline) utilisés précédemment.

Bien que le modèle et les estimateurs puissent être égalés, les résultats peuvent varier en raison des différences dans les données sous-jacentes. Premièrement, puisque les données du CFS utilisées par Hillberry et Hummels (2008) sont fondées sur les expéditeurs, il est possible que les livraisons soient limitées à celles des fabricants et qu'elles excluent celles des grossistes et des distributeurs. Toutefois, puisque les données utilisées sont fondées sur les transporteurs, il est impossible de faire la distinction entre les deux. Dans la mesure où les livraisons des grossistes

sont plus localisées, il est plus probable que les échanges soient plus vigoureux sur de courtes distances, ce qui serait pris en compte par le terme pour la région (RTA).

Deuxièmement, puisque les estimations sont basées sur la moyenne des flux sur neuf années au sein des RTA, il est probable que les données comportent un plus grand nombre de flux par rapport aux données du CFS. En raison de cela et de la géographie du Canada, les données des RTA sont pondérées en fonction de flux sur de plus longues distances. La distance moyenne de livraison entre les RTA est de 1 679 km (1 049 miles), tandis que la distance moyenne de livraison entre les codes ZIP est de 837 km (523 miles) (Hillberry et Hummels, 2008). Puisque l'élasticité de la distance augmente (en termes absolus) en fonction de la distance de livraison, l'effet de la distance devrait être plus grand dans la présente analyse.

Le tableau 8 comprend les estimations, les trois premières colonnes illustrant le modèle équivalent à celui de Hillberry et Hummel (2008, tableau 2). La première colonne contient les estimations obtenues par les MCO; la deuxième et la troisième colonne comprennent les estimations obtenues par la méthode Poisson sans flux nuls et avec flux nuls, respectivement. Lorsque l'effet de la distance est évalué en utilisant une distance moyenne de 837 km, l'élasticité est de -0,42, soit plus du double de l'estimation de -0,19 basée sur les codes ZIP. Également, l'estimation ponctuelle pour la région (RTA) est beaucoup plus élevée. Ces disparités étaient attendues, en raison des différences dans les données sous-jacentes. Plus précisément, l'effet pour la province est positif et significatif lorsque l'estimateur, le modèle et l'unité géographique utilisés sont identiques à ceux d'Hillberry et Hummels.

L'application de l'estimateur Poisson réduit l'effet de la distance, puisque le plus grand nombre (généralement) de flux de courte distance a plus de poids. Lorsqu'il est évalué à une distance de 837 km, l'effet de la distance entraîne une élasticité de -0,25, et cette dernière est seulement légèrement inférieure en valeur absolue lorsqu'on ajoute les flux nuls. L'estimateur Poisson produit également de plus petits effets, mais qui sont toujours significatifs, pour la région et la province. L'inclusion de flux nuls se traduit par un coefficient positif de la distance jusqu'à 5 km, puis par une estimation ponctuelle à la baisse par la suite. Le fait d'ajouter les flux nuls augmente également les estimations ponctuelles pour la région et la province. L'effet fortement non linéaire de la distance que l'on observe lorsque l'estimateur Poisson est appliqué donne à penser que l'incidence de la distance sur les échanges doit être traitée de manière flexible. Cela est accompli en estimant une spline pour la distance.

Tableau 8
Estimations de l'effet des frontières provinciales pour les régions de tri
d'acheminement

	MCO			Poisson		
	Modèle 1	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	
Distance						
Coefficient	-0,490 **	-0,0105	0,217 **
Erreur-type	0,0220	0,0517	0,0566
Distance au carré						
Coefficient	0,0104 **	-0,0353 **	-0,0661 **
Erreur-type	0,00178	0,00446	0,00479
Distance						
0 km à 25 km						
Coefficient	-0,0678
Erreur-type	0,0587
0 km à 10 km						
Coefficient	0,303 **	...
Erreur-type	0,110	...
0 km à 5 km						
Coefficient	0,542 *
Erreur-type	0,245
5 km à 10 km						
Coefficient	0,0223
Erreur-type	0,3470
10 km à 25 km						
Coefficient	-0,461 **	-0,393 **
Erreur-type	0,116	0,131
25 km à 100 km						
Coefficient	-0,296 **	-0,198 **	-0,206 **
Erreur-type	0,0668	0,0669	0,0667
100 km à 500 km						
Coefficient	-0,497 **	-0,507 **	-0,505 **
Erreur-type	0,0377	0,0374	0,0375
Plus de 500 km						
Coefficient	-0,767 **	-0,764 **	-0,764 **
Erreur-type	0,0235	0,0235	0,0235
Dans la région						
Coefficient	2,357 **	1,316 **	1,494 **	1,472 **	1,561 **	1,551 **
Erreur-type	0,1040	0,1010	0,1010	0,1040	0,0998	0,1010
Dans la province						
Coefficient	1,211 **	0,468 **	0,616 **	0,592 **	0,592 **	0,593 **
Erreur-type	0,0154	0,0361	0,0385	0,0393	0,0393	0,0393
Constante						
Coefficient	-3,117 **	1,618 **	1,123 **	1,416 **	0,793 †	0,551
Erreur-type	0,217	0,399	0,408	0,415	0,442	0,472
Nombre d'observations	652 214	652 214	2 574 640	2 574 640	2 574 640	2 574 640
Effet de frontière	3,36	1,60	1,85	1,81	1,81	1,81
Élasticité de la distance à 837 km	-0,42	-0,25	-0,23
Comprend les flux nuls	non	non	oui	oui	oui	oui

... n'ayant pas lieu de figurer

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,10$)

Notes : MCO signifie moindres carrés ordinaires. Tous les autres modèles utilisent un estimateur du pseudo maximum de vraisemblance de Poisson et comprennent les effets fixes pour les points d'origine et de destination.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs.

Le modèle 2 utilise la même structure que le modèle 1 au tableau 7; il comporte des nœuds à 25 km, à 100 km et à 500 km. L'effet des frontières provinciales observé est plus faible que lorsque la forme quadratique est utilisée, mais il demeure significatif. Contrairement à ce que l'on observe lorsque les hexagones sont utilisés, aucun effet négatif important sur la distance ne ressort entre 0 et 25 km. Plutôt, puisque la grande majorité des RTA sont petites et situées dans des régions métropolitaines, l'effet des flux sur de courtes distances est pris en compte par le terme pour la région et présente un coefficient positif élevé. Les hexagones, dont la répartition selon la taille n'est pas associée à la densité des flux sur de courtes distances, affichent une relation plus faible. Le fait de subdiviser davantage les effets de la distance sur les livraisons sur de courtes distances révèle une association positive pour la distance entre 0 et 10 km (modèle 3) et entre 0 et 5 km (modèle 4). À de si courtes distances, l'augmentation de la distance a peu d'effet sur les coûts des échanges, mais elle entraîne une augmentation apparente du nombre de sources potentielles de la demande. Les effets des frontières provinciales estimés sont inchangés lorsque ces changements sont apportés à la spécification. En bref, contrairement aux observations de Hillberry et Hummels (2008), l'adoption de très petites unités d'échanges n'élimine pas les effets de frontière. Par conséquent, les effets des frontières provinciales, bien que sensibles à la spécification et à la géographie, ne sont jamais éliminés. Toutefois, la question de savoir s'ils sont significatifs sur le plan économique reste entière.

5 Équivalent tarifaire de l'effet de frontière

Pour estimer l'équivalent tarifaire de l'effet des frontières provinciales, l'approche de Head et Mayer (2014, p. 32 à 34) est appliquée. Comme précédemment, δ_p indique le coefficient de l'effet des frontières provinciales, lequel reflète la réduction des coûts des échanges entre les régions infraprovinciales par le simple fait de faire partie de la même province. Puisque $\delta_p = \eta (\ln \rho^{inter} - \ln \rho^{intra})$, où ρ^{inter} et ρ^{intra} sont les coûts des échanges interprovinciaux et intraprovinciaux, respectivement, et η est l'élasticité des échanges en ce qui concerne les coûts de transport, si t est le tarif qui doit être supprimé pour équivaloir le coût de déplacement des biens à l'intérieur des provinces et entre elles, l'équivalent tarifaire du commerce interprovincial est

$$t = (1 + \nu) \left[\exp(\delta_p / \eta) - 1 \right], \quad (7)$$

où ν est l'équivalent tarifaire des obstacles au commerce à l'intérieur de la province, lesquels sont présumés être nuls. Par conséquent, la seule donnée manquante est l'élasticité du coût des échanges pour le commerce :

$$\ln X_{ij} = \varphi_i + \xi_j + \eta \ln \tau_{ij} + \mu_{ij}, \quad (8)$$

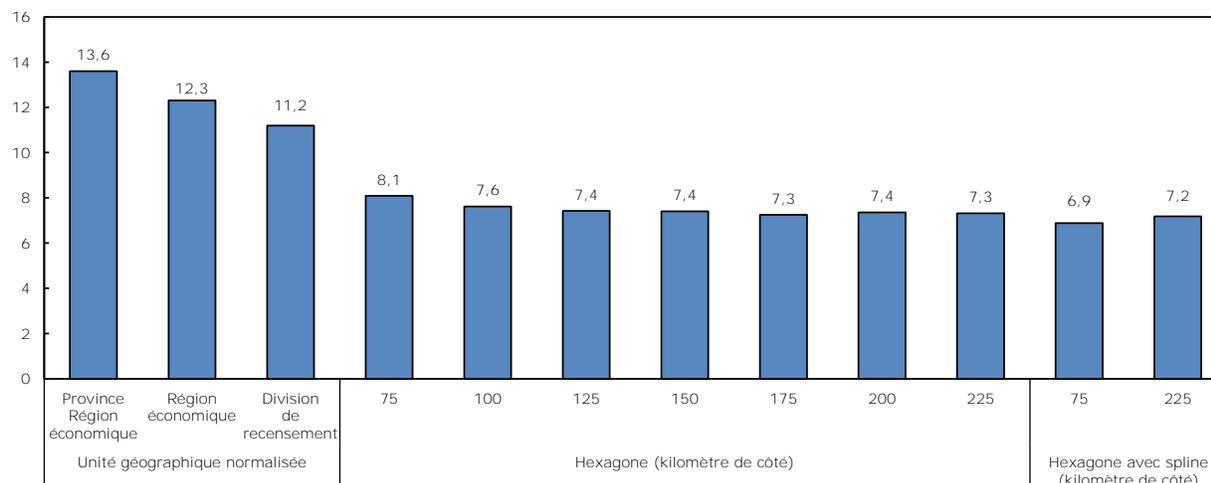
où τ_{ij} est 1 plus les coûts de transport *ad valorem*, φ_i et ξ_j sont, respectivement, les effets fixes du point d'origine et de destination et μ_{ij} est le terme d'erreurs. Les coûts de transport *ad valorem* sont tirés du FTT, lequel indique le prix facturé aux expéditeurs et la valeur estimée de chaque livraison. L'élasticité des prix estimée¹³ en fonction de l'équation (8) est de -6,40, ce qui se situe entre la médiane (-5,03) et la moyenne (-6,74) des élasticités des prix indiquées dans la méta-analyse de Head et Mayer (2014).

13. L'équation (8) est estimée en utilisant la méthode des MCO. Les RE sont utilisées comme unité d'échanges en raison de l'absence de flux nuls qui pourrait biaiser les estimations.

Pour le coefficient médian de l'effet des frontières provinciales pour l'hexagone de 75 km de côté (figure 4, modèle 2), $t = \exp(0,426 / 6,40) - 1 = 0,069$ ou 6,9 %. Au moyen d'une méthodologie différente, Agnosteva, Anderson et Yotov (2014) arrivent à une estimation plus faible, mais statistiquement indiscernable¹⁴, de 5,6 %.

Les équivalents tarifaires de l'effet de frontière parmi les unités géographiques normalisées et hexagonales sont présentés au graphique 1 et illustrent les répercussions de l'unité d'échanges choisie. Les hexagones utilisent les estimations ponctuelles médianes provenant des simulations présentées aux figures 3 et 4. Les estimations provinciales sont les plus élevées : elles se situent à 13,6 %. Elles sont suivies de près des équivalents tarifaires établis en fonction des RE et des DR, qui sont de 12,3 % et de 11,2 % respectivement. L'imposition d'une unité géographique hexagonale uniforme entraîne la baisse la plus notable du taux tarifaire. Au fur et à mesure que les hexagones deviennent plus grands, les estimations ponctuelles convergent vers un équivalent tarifaire de 7,3 %. L'équivalent tarifaire pour les hexagones de 75 km et de 225 km de côté qui tiennent compte de l'effet non linéaire de la distance et de la contiguïté (figure 4, modèle 2) produit les estimations les plus faibles, lesquelles sont essentiellement indiscernables. Par conséquent, dans le modèle entièrement spécifié, la taille de l'hexagone choisi n'entraîne que peu de conséquences. À 6,9 %, les hexagones de 75 km de côté produisent l'estimation privilégiée, en raison du plus petit écart interquartile par rapport aux hexagones de 225 km de côté. Comparativement à cette estimation, le fait de s'appuyer sur les échanges provinciaux augmenterait les estimations de l'effet de frontière de 6,7 points de pourcentage, une différence substantielle. Si on la replace dans son contexte, cette valeur est supérieure au taux tarifaire moyen du Canada (4,9 %) ¹⁵.

Graphique 1
Équivalent tarifaire *ad valorem*, par unité géographique normalisée et hexagonale
équivalent tarifaire
(pourcentage)



Notes : Tous les équivalents tarifaires sont estimés au moyen d'une élasticité des prix sur les coûts de transport de -6,40. Les tarifs équivalents *ad valorem* pour les unités géographiques normalisées sont établis en fonction des estimations de l'effet des frontières provinciales présentées au tableau 4 (estimation de Poisson des flux étalonnés au moyen de la mesure de la distance du réseau) et au tableau 5. Les équivalents tarifaires en fonction des hexagones sont établis à partir de l'estimation ponctuelle médiane provenant de la figure 5, tandis que les équivalents tarifaires fondés sur les splines des hexagones sont établis à partir de l'estimation ponctuelle provenant de la figure 6, selon le modèle 2 figurant au tableau 7, qui inclut le contrôle pour les régions contiguës.

14. Par exemple, l'estimation ponctuelle de 5,6 % se situe dans l'intervalle de confiance de 90 % en utilisant les estimations ponctuelles du modèle 2 figurant au tableau 7 pour les hexagones de 75 km de côté.

15. L'estimation est basée sur le taux tarifaire moyen non pondéré pour la nation la plus favorisée pour la période de 2004 à 2008 (Groupe de la Banque mondiale, 2016).

Tableau 9
Équivalent tarifaire de l'effet de frontière, par marchandise agrégée

Marchandise	Équivalent tarifaire
	coefficient
Grains et autres produits de récoltes	0,07 *
Animaux vivants	0,09 *
Poissons et fruits de mer, vivants, frais, réfrigérés ou congelés	-0,01
Autres produits agricoles	0,14 *
Produits forestiers et services connexes	0,32
Minerais et concentrés de métaux	-0,23 *
Minéraux non métalliques	0,09
Boissons alcoolisées et produits du tabac	0,01
Aliments et boissons non alcoolisées	0,04 *
Produits textiles, vêtements et produits en cuir et matériel similaire	0,04 *
Produits en bois	0,12 *
Pâte de bois, papier et produits en papier	0,20 *
Produits imprimés et services connexes	0,07 *
Produits raffinés du pétrole (sauf les produits pétrochimiques)	0,02 *
Produits chimiques	0,02
Produits en plastique et en caoutchouc	0,08 *
Produits minéraux non métalliques	0,24 *
Produits métalliques de première transformation	0,06 *
Produits métalliques usinés	0,08 *
Machinerie industrielle	0,02 *
Ordinateurs et produits électroniques	0,01
Matériel, appareils, et composants électriques	0,02 *
Pièces de véhicules à moteur	0,11 *
Matériel de transport	0,03 *
Meubles et produits connexes	0,08 *
Autres produits fabriqués et travail à forfait	0,05 *

* valeur de l'effet de frontière significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

Notes : Les équivalents tarifaires au niveau des marchandises sont établis en fonction des coefficients des effets des frontières provinciales estimés au moyen du modèle 1 figurant au tableau 7, et les hexagones de 225 km de côté sont utilisés comme unités d'échanges. La signification statistique de l'effet de frontière indiquée par * repose sur ce modèle. L'élasticité des échanges est tirée de l'équation (7), qui est estimée en utilisant les régions économiques comme unités d'échanges.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs.

L'équivalent tarifaire de l'effet de frontière par marchandise est calculé en estimant l'effet de frontière (δ_p) par marchandise et l'élasticité des échanges par rapport aux coûts des transports (η). La signification statistique de l'effet de frontière est indiquée aux côtés du coefficient de l'équivalent tarifaire (tableau 9). L'effet de frontière est faible et statistiquement non significatif pour de nombreuses marchandises, notamment le matériel de transport, les machines industrielles et les produits pétroliers raffinés. Pour d'autres produits, qui sont en grande partie des biens intermédiaires (par exemple, les pièces de véhicules motorisés), un effet de frontière apparent ressort, reflétant potentiellement une variation de la demande industrielle entre les frontières provinciales. Par exemple, la majeure partie de la demande de pièces automobiles provient des usines d'assemblage concentrées en Ontario. Toutefois, pour d'autres marchandises, il peut y avoir un biais d'agrégation. Aucun effet de frontière significatif n'est observé pour les boissons alcoolisées et les produits du tabac, mais cela s'explique en grande partie par l'inclusion des produits du tabac. Lorsque les données sont désagrégées, la tendance attendue émerge : les équivalents tarifaires pour les boissons très alcoolisées, le vin et le brandy

ainsi que la bière sont de 8 %, de 56 % et de 2 %¹⁶, respectivement. Les produits laitiers pourraient être considérés de la même manière, mais les agrégations de marchandises dans les données de camionnage sont trop grandes pour décomposer les flux de produits laitiers afin d'estimer l'effet de frontière avec exactitude.

6 Conclusions

En raison d'un manque de données géographiquement détaillées sur le commerce à l'intérieur des provinces et entre elles, les effets des frontières intranationales sont difficiles à mesurer. En utilisant un nouveau fichier de données de transport flexible au niveau de la transaction pour générer des flux commerciaux régionaux à l'intérieur des provinces et entre elles, la présente analyse montre que peu importe le modèle ou l'unité géographique choisie, les effets des frontières provinciales se maintiennent, l'équivalent tarifaire *ad valorem* implicite s'établissant à 6,9 %. Cela contraste avec les estimations pour les États-Unis, où les effets des frontières entre les États sont éliminés lorsque des approches similaires sont appliquées. Bien que la présence d'effets des frontières provinciales concorde avec une certaine influence modératrice sur les obstacles non tarifaires au commerce interprovincial, elle ne rend pas compte, comme telle, de tous les obstacles, puisque les effets de frontière captent de multiples facteurs qui ont une incidence sur le commerce interprovincial.

Plusieurs observations fondées sur des méthodes peuvent être tirées de la présente analyse. Premièrement, bien que les résultats soient sensibles à la taille de l'unité géographique choisie (province, région économique, division de recensement ou hexagone), aucune relation linéaire simple n'existe entre la taille (moyenne) de l'unité géographique et les effets de frontière. En fait, la forme uniforme (hexagone) s'avère plus importante que la taille de l'unité géographique. Cela confirme la constatation d'Arbia (1989), selon laquelle les biais résultant de l'échelle et du zonage de l'unité géographique sont minimisés lorsqu'on utilise des unités identiques.

Deuxièmement, le fait tenir compte de l'effet non linéaire de la distance est tout aussi important, sinon plus, que le fait de contrôler l'unité géographique (problème d'unité spatiale modifiable — MAUP). L'association négative entre la taille de l'hexagone et les effets de frontière découlant d'une relation non linéaire entre la distance et les échanges comme l'ont prédit Coughlin et Novy (2016) est effectivement éliminée lorsque ces non-linéarités sont explicitement prises en compte. Néanmoins, la prise en considération du MAUP demeure utile, puisque celui-ci fournit un moyen de tester la spécification du modèle.

D'autres travaux sont nécessaires afin de déterminer les effets des obstacles non tarifaires provinciaux sur les effets de frontière estimés parce qu'il est nécessaire de disposer de données directes sur l'ampleur de ces obstacles et sur d'autres facteurs qui ont une incidence sur le commerce interprovincial (par exemple, les liens solides et les flux migratoires entre les frontières provinciales). En outre, bien que l'analyse ait été en mesure d'estimer les effets des frontières provinciales, les conséquences sur le plan du bien-être général résultant de leur élimination ne sont pas mesurées dans la présente étude. Néanmoins, comme Albrecht et Tombe (2016) le démontrent, celles-ci peuvent être considérables.

16. L'effet de frontière sur la bière est non significatif.

Annexe A Annexe des données

A.1 Évaluation des livraisons

Les lettres de transport sur lesquelles le Fichier des transports terrestres (FTT) repose indiquent les marchandises et le tonnage de chaque livraison, mais pas sa valeur. Pour estimer la valeur, une mesure de la valeur par tonne est nécessaire. Cette mesure est extraite d'un fichier commercial expérimental au niveau de la transaction qui mesure la valeur et le tonnage des biens en fonction des marchandises détaillées dans le Système harmonisé de désignation et de codification des marchandises (SH) de 2008. Puisque le fichier commercial détermine le mode utilisé pour chaque livraison, la valeur par tonne pour chaque marchandise varie également selon le mode utilisé. Les indices des prix à l'exportation sont utilisés pour projeter les estimations de la valeur par tonne au fil du temps (voir Brown [2015] pour obtenir une description détaillée).

A.2 Géocodage des points d'origine et de destination des livraisons

Selon les données sur les codes postaux de l'Enquête sur l'origine et la destination des marchandises transportées par camion (ODMTC) et les codes unifiés des localités desservies provenant des bordereaux d'expéditions par chemin de fer, chaque livraison est géocodée (attribution d'une latitude et d'une longitude pour l'origine et la destination) de 2004 à 2012. Ces données sont utilisées pour générer une classification géographique type en date de 2006 (Statistique Canada, s.d.b). En conséquence, chaque point d'origine et de destination est codé par rapport à sa région économique (RE), à sa division de recensement (DR) et à sa subdivision de recensement unifiée (SRU). Avant 2004, l'Enquête ODMTC n'utilisait pas les codes postaux pour distinguer les points d'origine et de destination. Pour ces années, les flux sont codés uniquement relativement aux RE. Puisque la latitude et la longitude sont attribuées aux points d'origine et de destination, d'autres régions géographiques non normalisées peuvent être appliquées, comme les grilles hexagonales de la présente analyse. L'imputation d'un peu plus de la moitié des codes postaux seulement réduit probablement leur exactitude. Néanmoins, lorsqu'ils étaient cartographiés, les codes postaux imputés et non imputés présentaient des modèles géographiques semblables.

A.3 Poids de référence

L'un des principaux objectifs lors de la création du fichier est de faire en sorte que la valeur des échanges en fonction des livraisons dans le FTT s'ajoute aux totaux des échanges connus par marchandise provenant du fichier des flux du commerce interprovincial. Pour ce faire, deux problèmes doivent être surmontés, puisque les fichiers représentent des concepts commerciaux différents et qu'ils utilisent des classifications des marchandises également différentes.

Dans le fichier des flux du commerce interprovincial, l'origine représente un point de production et la destination représente un point de consommation. Toutefois, dans le FTT, l'origine représente le point où la livraison est ramassée et la destination représente le point où la livraison est déposée, et le fichier comprend notamment les entrepôts qui servent de points de cheminement pour le transport. Une marchandise fabriquée au Québec et consommée en Colombie-Britannique serait ainsi enregistrée comme un flux du Québec jusqu'à la Colombie-Britannique dans la base de données sur les flux du commerce interprovincial, mais ce flux peut avoir de multiples points d'origine et de destination dans le FTT si le produit passe par divers entrepôts dans différentes provinces en cours de livraison. Par exemple, un flux commercial du Québec à la Colombie-Britannique peut être enregistré comme un flux du Québec jusqu'à l'Ontario, puis comme un autre de l'Ontario jusqu'à la Colombie-Britannique. En conséquence, le FTT surestime les flux entre les provinces rapprochées et sous-estime les flux

entre les provinces plus éloignées, ce qui peut biaiser à la hausse les effets de frontière. L'établissement de données repères est une tentative ayant pour but de repondérer les livraisons terrestres pour refléter le concept des flux du commerce interprovincial.

Les deux fichiers utilisent des systèmes de classification de marchandises connexes, mais différents en pratique. Bien que les deux systèmes de classification des marchandises soient conçus à partir du SH fondé sur les marchandises, les classifications agrégées qui en découlent sont suffisamment différentes pour entraîner l'élimination des correspondances biunivoques entre les deux. Le FTT utilise la classification type des biens transportés (CTBT) (Statistique Canada, s.d.a), tandis que le fichier des flux du commerce interprovincial utilise la Classification des produits par entrées-sorties (CPES). À tous les niveaux d'agrégation, certains codes de la CTBT correspondent à des codes de la CPES multiples, et vice versa. En raison du nombre élevé de correspondances multiples, on ne cherche pas à forcer un code de la CPES donné à correspondre à un code de la CTBT donné. L'objectif consiste plutôt à étalonner le FTT de manière à ce qu'il représente les mêmes valeurs que le fichier des flux interprovinciaux sans qu'il soit nécessaire de déterminer quelles marchandises transportées représentent quelles marchandises d'entrées-sorties. Plutôt que de tenter de forcer une correspondance biunivoque entre les fichiers, les poids de référence sont configurés de manière à ce que les flux s'ajoutent aux flux totaux de marchandises générés par le système des entrées-sorties. Ce processus comporte une série d'étapes.

À la première étape, chaque fichier est agrégé de manière à inclure les valeurs des flux par année, province d'origine, province de destination et type de marchandise (CTBT pour le FTT et CPES pour le fichier des flux commerciaux interprovinciaux). Cette agrégation génère deux vecteurs de la valeur des échanges commerciaux pour les flux de marchandises de la CPES et les flux de marchandises de la CTBT : X_I et X_S , respectivement.

À la deuxième étape, on établit une correspondance entre la CTBT et la CPES par paire de provinces et par année. À cette fin, on utilise des appariements « un à plusieurs » entre la CTBT et le SH et entre la CPES et le SH, qui sont ensuite combinés pour former un appariement « plusieurs à plusieurs » entre la CTBT et la CPES pour obtenir une matrice de concordance C qui sera utilisée à la troisième et dernière étape.

À la dernière étape, les poids de référence sont calculés. Pour chaque année et chaque paire de provinces d'origine et de destination, les deux vecteurs de marchandises, X_I et X_S , sont combinés à la matrice de concordance C , dans laquelle toutes les valeurs sont 0 ou 1 (selon qu'une marchandise de la CTBT donnée correspond à une marchandise de la CPES donnée). Si on définit le nombre de marchandises de la CPES comme M et le nombre de marchandises de la CTBT comme N , alors X_I a une longueur M , X_S a une longueur N et C est une matrice $M \times N$. Le problème d'étalonnage peut être exprimé ainsi :

$$(B \circ C) X_S = X_I,$$

où B est la matrice $M \times N$ des valeurs d'étalonnage, et \circ est le produit par élément de matrice (produit Hadamard). Toute B qui permet de résoudre ce système d'équations étalonne selon X_S à X_I . Le problème consiste à trouver une solution aux équations M sachant que $M \times N$ est inconnu. Une solution classique consiste à forcer C à être biunivoque de manière à ce que si $c_{mn} = 1$, alors $c_{mo} = 0$ pour toutes les situations $o \neq n$ et $c_{on} = 0$ pour toutes les situations $o \neq m$, où i et j sont des composantes de C . Ainsi, la matrice $B \circ C$ comporte uniquement des valeurs non nulles M , et le poids de référence est $b_{mn} = V_{I_m} / V_{S_n}$. Dans ce cas, la concordance serait statique; il ne serait pas nécessaire d'établir une concordance par année, et encore moins par

paire de provinces. Cependant, cette approche élimine des volumes considérables de renseignements relatifs aux relations commerciales sous-jacentes entre les provinces, puisque le profil des échanges de marchandises varie d'une paire de provinces à l'autre. Par exemple, les marchandises faisant l'objet d'un appariement forcé pourraient ne pas se trouver dans les échanges entre les deux provinces. Par conséquent, la concordance de référence doit refléter et en fait tirer parti de ces différences.

Afin de préserver l'information dans le contexte d'un problème de concordance « plusieurs à plusieurs » particulièrement difficile dans C , chaque élément de B est divisé en deux parties, $b_{mn} = b_m \hat{b}_{mn}$, où :

$$\hat{b}_{mn} = \left(\frac{X_{S_n}}{\sum c_{mo} X_{S_o}} \right) \left(\frac{X_{I_m}}{\sum c_{on} X_{I_o}} \right). \quad (9)$$

L'équation (9) est le produit des parts commerciales des flux de la CTBT et de la CPES mis en concordance. On suppose que les flux de la CTBT et de la CPES constituent une représentation fidèle des tendances commerciales et qu'ils proposent des valeurs de référence appropriées. b_m est la valeur permettant de résoudre l'équation

$$b_m \sum_n \hat{b}_{mn} c_{mn} X_{S_n} = X_{I_m}, \quad (10)$$

pour chaque équation dans le système, selon la convention voulant que $b_m = 0$ si $X_{I_m} = 0$, ou que la somme du terme gauche de l'équation (10) est zéro. Il ne reste plus qu'à calculer une seule valeur de référence pour un code de la CTBT donné par

$$w_n^b = \sum_m b_{mn} c_{mn},$$

qui est considérée comme le poids de référence pour toutes les expéditions de marchandises de la CTBT m pour cette année et cette paire de provinces d'origine et de destination. En d'autres mots, w_n^b est la somme des valeurs de la colonne n de $B \circ C$.

Encore ici, toute valeur B qui permet de résoudre cette équation sera une valeur de référence, mais on choisit de maximiser les renseignements fournis. Plus spécifiquement, on choisit \hat{b}_{mn} pour utiliser la valeur d'un flux de marchandises de la CTBT relativement aux flux de la CTBT totaux qui pointe vers le même code de la CPES m , et aussi pour utiliser la valeur du flux de ce code de la CPES relativement à tous les codes de la CPES vers lesquels pointe la marchandise de la CTBT n . En outre, bien qu'il ne soit pas possible de comparer deux marchandises directement, la valeur totale des échanges commerciaux de référence est identique à la valeur totale des échanges interprovinciaux (pour chaque observation année-province-année), puisque

$$\sum_n w_n^b X_{S_n} = \sum_m X_{I_m}.$$

Ainsi, la procédure permet d'atteindre l'objectif ultime, c'est-à-dire que la somme des flux commerciaux soit égale à des totaux connus extraits des comptes provinciaux.

Dans certaines situations, l'échantillon des expéditions n'englobera pas l'ensemble des marchandises de la CTBT entre deux provinces au cours d'une année donnée (figure 1 à la sous-section 2.1). Dans la présente situation, pour certaines marchandises de la CPES m , l'élément

i du vecteur $(B \circ C) X_S$ est zéro parce que $X_{S_n} = 0$ pour toutes les marchandises possibles qui correspondent à I_m (celles pour lesquelles $C_{mn} = 1$). Dans ce cas, l'élément X_{I_m} est inclus dans le total des échanges interprovinciaux, mais la valeur correspondante X_{S_n} est zéro pour le terme droit de l'équation, ce qui signifie que le total des échanges dans le FTT est inférieur au total des échanges dans les flux interprovinciaux,

$$\sum_n w_n^b X_{S_n} < \sum_m X_{I_m}.$$

Finalement, dans le corps principal du texte, l'indice n est supprimé de sorte que le poids de référence est w^b .

A.4 Comparaison entre les distances du réseau et les distances orthodromiques intraprovinciales et interprovinciales

L'analyse repose sur la distance du réseau entre les points d'origine et de destination géocodés, ce qui correspond aux distances intraprovinciales et interprovinciales moyennes au niveau de la transaction. Traditionnellement, les distances intraprovinciales et interprovinciales sont calculées au moyen de la distance orthodromique origine-destination, pondérée selon la population (ci-après, la distance orthodromique), entre les unités infraprovinciales (voir, par exemple, Brown et Anderson, 2002). Cette distance est calculée pour l'ensemble des unités infraprovinciales (DR) à l'intérieur de chaque province pour le commerce intraprovincial et entre les ensembles d'unités infraprovinciales pour chaque paire de provinces :

$$d_{op} = \frac{\sum_{i \in o} \sum_{j \in p} \text{pop}_i \text{pop}_j d_{ij}}{\sum_{i \in o} \sum_{j \in p} \text{pop}_i \text{pop}_j}, \quad (11)$$

où o et p répertorient les provinces, i et j répertorient les DR, pop est la population de la DR, et d correspond à la distance orthodromique entre les centroïdes des DR. Pour le commerce intraprovincial ($o = p$), la distance à l'intérieur des DR correspond au rayon d'un cercle d'une superficie égale à celle de la DR : $d_{ij} = \sqrt{\text{area} / \pi}$.

On peut supposer que la distance du réseau surpasse toujours celle de la distance orthodromique. Toutefois, puisque la distance (du réseau) réellement parcourue est biaisée en faveur des déplacements sur de courtes distances, lorsque ceux-ci sont plus fréquents (par exemple, pour le commerce intraprovincial ou le commerce entre des provinces contiguës), la distance du réseau mesurée peut s'avérer plus courte que la distance orthodromique. Autrement dit, pour la distance orthodromique, lorsqu'on maintient la population constante, la distance entre les paires de DR rapprochées est pondérée de la même façon qu'entre les DR plus éloignées. Ainsi, puisqu'elles sont extraites à partir de déplacements réels, les estimations de la distance du réseau pour les paires de RD rapprochées auront un poids plus élevé.

Cette tendance est évidente dans les données présentées au tableau A.1, qui présente la distance du réseau et la distance orthodromique à l'intérieur des provinces et entre elles. En moyenne, la distance du réseau est de 33 % plus grande que la distance orthodromique. Toutefois, cela reflète la tendance des distances intraprovinciales et de celles entre les provinces contiguës à être plus près de la distance du réseau (ou parfois moindres). La distance du réseau, à l'intérieur de la province, entre les provinces contiguës et entre les provinces non contiguës, est plus élevée de 9 %, 25 % et 38 % que la distance orthodromique, respectivement. Les provinces

de l'Atlantique, qui forment un archipel de facto et dont les distances du réseau interne surpassent naturellement les distances orthodromiques par une large marge (tableau A.1), sont l'exception.

Deux implications pour l'analyse économétrique découlent de ces tendances liées à la distance. Premièrement, puisque la distance orthodromique est moindre que la distance de réseau, l'élasticité de la distance sera moins grande lorsque la distance du réseau est utilisée. Deuxièmement, les distances orthodromiques intraprovinciales relativement plus courtes auront tendance à gonfler le coefficient de commerce intraprovincial (effet de frontière), puisque le commerce intraprovincial est surestimé en raison de la distance réelle parcourue. Les deux effets sont apparents dans les estimations.

Tableau A.1
Distance du réseau et distance orthodromique

	T.-N.-L.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Qc	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
kilomètres										
Élément A – Distance du réseau										
Terre-Neuve-et-Labrador	386	1 364	1 226	1 344	1 567	2 789	4 650	5 223	6 074	6 902
Île-du-Prince-Édouard	1 412	61	333	272	1 115	1 706	3 584	4 209	4 810	5 696
Nouvelle-Écosse	1 326	324	136	389	1 173	1 815	3 616	4 308	4 977	5 802
Nouveau-Brunswick	1 359	240	396	153	692	1 357	3 293	3 946	4 588	5 307
Québec	1 478	1 095	1 222	728	280	584	2 459	3 114	3 734	4 607
Ontario	2 818	1 730	1 819	1 456	599	191	2 026	2 798	3 429	4 320
Manitoba	4 573	3 526	3 627	3 236	2 410	1 707	213	654	1 340	2 207
Saskatchewan	5 249	4 127	4 322	3 929	3 118	2 692	621	221	683	1 570
Alberta	5 806	4 907	4 908	4 578	3 720	3 248	1 316	660	219	905
Colombie-Britannique	6 873	5 750	5 872	5 476	4 640	4 283	2 244	1 631	1 010	204
Élément B – Distance orthodromique										
Terre-Neuve-et-Labrador	261	715	762	894	1 407	1 987	3 056	3 539	4 056	4 717
Île-du-Prince-Édouard	715	39	193	211	756	1 322	2 547	3 071	3 621	4 274
Nouvelle-Écosse	762	193	143	290	805	1 344	2 635	3 167	3 723	4 374
Nouveau-Brunswick	894	211	290	140	578	1 134	2 377	2 909	3 464	4 115
Québec	1 407	756	805	578	208	615	1 893	2 442	3 010	3 648
Ontario	1 987	1 322	1 344	1 134	615	226	1 541	2 107	2 688	3 292
Manitoba	3 056	2 547	2 635	2 377	1 893	1 541	145	604	1 173	1 780
Saskatchewan	3 539	3 071	3 167	2 909	2 442	2 107	604	234	628	1 233
Alberta	4 056	3 621	3 723	3 464	3 010	2 688	1 173	628	221	709
Colombie-Britannique	4 717	4 274	4 374	4 115	3 648	3 292	1 780	1 233	709	213
pourcentage										
Élément C – Différence entre la distance du réseau et la distance orthodromique										
Terre-Neuve-et-Labrador	48	91	61	50	11	40	52	48	50	46
Île-du-Prince-Édouard	98	59	72	29	47	29	41	37	33	33
Nouvelle-Écosse	74	67	-5	34	46	35	37	36	34	33
Nouveau-Brunswick	52	14	37	9	20	20	39	36	32	29
Québec	5	45	52	26	34	-5	30	28	24	26
Ontario	42	31	35	28	-3	-15	31	33	28	31
Manitoba	50	38	38	36	27	11	47	8	14	24
Saskatchewan	48	34	36	35	28	28	3	-6	9	27
Alberta	43	36	32	32	24	21	12	5	-1	28
Colombie-Britannique	46	35	34	33	27	30	26	32	43	-5

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs.

Annexe B Vérifications de la robustesse

B.1 Contrôle de l'effet différentiel sur la distance pour le commerce intraprovincial et interprovincial

Si le commerce intraprovincial comporte un grand ensemble de flux logistiques tronqués, le paramètre de la distance pour les flux intraprovinciaux devrait être plus négatif que celui pour les flux interprovinciaux, dont la structure découle de l'étalonnage des flux des comptes entrées-sorties provinciaux. Pour vérifier cet effet, une version modifiée de l'équation (5) est estimée,

$$X_{if} = \exp\left[\lambda_i^{intra} + \lambda_i^{inter} + \gamma_j^{intra} + \gamma_j^{inter} + (\beta + \theta_p) \ln \phi_{ij}\right] \varepsilon_{ij}. \quad (12)$$

Le paramètre de la distance peut varier entre les flux intraprovinciaux et interprovinciaux au moyen d'une variable indicatrice pour les flux intraprovinciaux (θ_p)¹⁷. Si l'effet de troncature prédomine, le paramètre de la distance pour le commerce intraprovincial devrait être plus négatif que celui pour le commerce interprovincial. Pour isoler cet effet, le modèle est estimé au moyen d'effets fixes distincts pour le point d'origine et de destination pour le commerce intraprovincial et interprovincial, où p indique l'ensemble des régions intraprovinciales. Les flux intrarégionaux sont exclus¹⁸. Lorsqu'il était estimé au niveau de la RE, le paramètre de la distance était de -0,769 pour le commerce interprovincial, mais significativement moins négatif pour le commerce intraprovincial (-0,601) ($\hat{\theta}_p = 0,168; P > |Z| = 0,064$). Lorsqu'il était estimé au niveau de la DR, une sous-unité de la RE, il n'y avait pas de différence significative entre les paramètres de la distance pour le commerce intraprovincial ($\hat{\theta}_p = 0,017; P > |Z| = 0,252$). Dans la mesure où elle est présente, la troncature des flux intraprovinciaux ne semble pas suffisante pour biaiser les estimations.

B.2 Estimations par année

Les estimations sont présentées pour la moyenne des échanges répartie sur la période d'étude de neuf ans allant de 2004 à 2012. Cette période est suffisamment longue pour observer des changements découlant d'initiatives stratégiques ou de changements au sein de la macroéconomie. Pour tenir compte de ces effets, le modèle de base a été estimé avec toutes les variables interagissant avec les effets fixes dans le temps (l'année 2004 étant exclue). Que le modèle soit estimé sur la base des provinces, des RE ou des DR comme unités d'échanges, aucune différence significative dans les coefficients n'a été observée au fil des ans (tableau B.1). Par conséquent, les estimations fondées sur le niveau des échanges moyen rapporté dans le contenu principal du présent document dressent un portrait raisonnable de l'effet des frontières provinciales sur toute la période.

17. En présence d'obstacles importants au commerce interprovincial, l'effet modérateur de la distance devrait être moindre, puisque le plus faible niveau de concurrence augmenterait le coût limite (Melitz et Ottaviano 2008 et Baldwin et Gu 2009) auquel les entreprises seraient prêtes à s'engager dans les échanges entre les unités intraprovinciales. Bien que cet effet puisse être pris en compte par des termes de résistance multilatérale, le paramètre de la distance peut également être affecté et, ainsi, lorsque les effets à la fois du système de transport et des obstacles provinciaux au commerce sont présents, ils auront des effets de confusion sur le paramètre de la distance.

18. Ces flux sont exclus afin d'avoir un ensemble comparable de flux interrégionaux. Le commerce entre la région i et j dans la même province peut être comparé au commerce entre i et k entre les provinces.

Tableau B.1

Estimations de l'effet des frontières provinciales en fonction des flux entre les provinces, les régions économiques et les divisions de recensement avec des coefficients autorisés à varier dans le temps (2004 à 2012), variables sélectionnées

	Unité géographique		
	Province	Région économique	Division de recensement
Dans la province			
Coefficient	0,756 **	0,752 **	0,747 **
Erreur-type	0,113	0,128	0,093
2005			
Coefficient	-0,021	0,027	0,072
Erreur type	0,149	0,194	0,150
2006			
Coefficient	-0,0449	0,0256	0,0595
Erreur-type	0,143	0,180	0,134
2007			
Coefficient	0,0548	0,1170	0,1170
Erreur-type	0,144	0,189	0,128
2008			
Coefficient	0,028	0,128	0,146
Erreur-type	0,151	0,187	0,145
2009			
Coefficient	-0,0173	-0,0310	-0,0495
Erreur-type	0,158	0,173	0,131
2010			
Coefficient	0,0663	0,1470	0,0619
Erreur-type	0,180	0,196	0,134
2011			
Coefficient	0,0192	-0,0619	-0,1420
Erreur-type	0,174	0,190	0,132
2012			
Coefficient	0,2630	-0,0598	-0,1030
Erreur-type	0,248	0,171	0,127
Valeur R au carré	0,875	0,721	0,983
Nombre d'observations	900	47 961	713 480

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)

Notes : Tous les modèles utilisent un estimateur du pseudo maximum de vraisemblance de Poisson et comprennent la distance, les effets fixes pour les points d'origine et de destination, la région (le cas échéant), la province et l'année. Toutes les variables sont en interaction avec les effets fixes de l'année, l'année 2004 étant exclue. « Dans la région » désigne les flux au sein de l'unité géographique d'analyse (région économique ou division de recensement).

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs.

B.3 Estimations différentielles des effets de frontière pour le Québec

Pour vérifier les effets du Québec sur le commerce intérieur, on a fait interagir la province avec une variable indicatrice pour les flux commerciaux internes du Québec. Bien que l'estimation ponctuelle sur le paramètre d'interaction soit positive, elle n'est pas significativement différente de zéro (tableau B.2).

Table B.2
Test de l'effet du Québec sur les effets des frontières provinciales,
hexagones de 75 km de côté

Distance	Estimations
0 km à 25 km	
Coefficient	-0,931 ***
Erreur-type	0,122
25 km à 100 km	
Coefficient	-0,273
Erreur-type	0,225
100 km à 500 km	
Coefficient	-0,803 ***
Erreur-type	0,092
Plus de 500 km	
Coefficient	-0,877 **
Erreur-type	0,066
Dans la région	
Coefficient	0,176
Erreur-type	0,198
Dans la province	
Coefficient	0,346 ***
Erreur-type	0,0844
Dans la province × Québec	
Coefficient	0,244
Erreur-type	0,209
Régions contigües	
Coefficient	-0,139
Erreur-type	0,097
Constante	
Coefficient	2,819 **
Erreur-type	0,503
Nombre d'observations	132 862

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,001$)

Note : Tous les modèles utilisent un estimateur du pseudo maximum de vraisemblance de Poisson et comprennent les effets fixes pour les points d'origine et de destination.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs.

Bibliographie

Agnosteva, D.E., J.E. Anderson, et Y.V. Yotov. 2014. *Intra-national Trade Costs: Measurement and Aggregation*. NBER Working Papers n° 19872. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Albrecht, L., et T. Tombe. 2016. « Internal trade, productivity, and interconnected industries: A quantitative analysis ». *Revue canadienne d'économie* 49 (1).

Amrhein, C.G. 1995. « Searching for the elusive aggregation effect: Evidence from statistical simulation ». *Environment and Planning A* 27 (1) : 105 à 119.

Amrhein, C.G., et R. Flowerdew. 1992. « The effect of data aggregation on a Poisson regression model of Canadian migration ». *Environment and Planning A* 24 (10) : 1381 à 1391.

Anderson, J.E. 2010. *The Gravity Model*. NBER Working Papers n° 16576. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Anderson, J.E., et E. van Wincoop. 2003. « Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle ». *American Economic Review* 93 (1) : 170 à 192.

Anderson, J.E., et Y.V. Yotov. 2010. « The changing incidence of geography ». *American Economic Review* 100 (5) : 2157 à 2186.

Anderson, J.E., et Y.V. Yotov. 2012. *Gold Standard Gravity*. NBER Working Papers, n° 17835. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Arbia, G. 1989. *Spatial Data Configuration in Statistical Analysis of Regional Economic and Related Problems*. Dordrecht, Pays-Bas : Kluwer Academic Publishers.

Baldwin, J.R., et W. Gu. 2009. « The impact of trade on plant scale, production-run length and diversification ». Dans *Producer Dynamics: New Evidence from Micro Data*, publié sous la direction de T. Dunne, J.B. Jensen, et M. Roberts, vol. : 68 de Studies in Income and Wealth. National Bureau of Economic Research. Chicago : University of Chicago Press.

Behrens, K., T. Bougna, et W.M. Brown. 2015. *The World Is Not Yet Flat: Transportation Costs Matter!* CEPR Discussion Paper no. 10356. London : Centre for Economic Policy Research.

Briant, A., P.-P. Combes, et M. Lafourcade. 2010. « Dots to boxes: Do the size and shape of spatial units jeopardize economic geography estimations? ». *Journal of Urban Economics* 67 (3) : 287 à 302.

Brown, W.M. 2003. *Vaincre les distances, vaincre les frontières : comparaison des échanges régionaux en Amérique du Nord*. Série de documents de recherche sur l'analyse économique, n° 8. Produit n° 11F0027M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Brown, W.M. 2015. « How much thicker is the Canada–U.S. border? The cost of crossing the border by truck in the pre- and post-9/11 eras ». *Research in Transportation Business and Management* 16 : 50 à 56.

Brown, W.M., et W.P. Anderson. 2002. « Spatial markets and the potential for economic integration between Canadian and U.S. regions ». *Papers in Regional Science* 81 (1) : 99 à 120.

Coughlin, C.C., et D. Novy. 2016. *Estimating Border Effects: The Impact of Spatial Aggregation*. Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series, no. 2016-006A. St. Louis, Missouri : Federal Reserve Bank of St. Louis.

Crafts, N., et A. Klein. 2015. « Geography and intra-national home bias: U.S. domestic trade in 1949 and 2007 ». *Journal of Economic Geography* 15 (3) : 477 à 497.

Fally, T. 2015. « Structural gravity and fixed effects ». *Journal of International Economics* 97 (1) : 76 à 85.

Fotheringham, A.S., et M.E. O’Kelly. 1989. *Spatial Interaction Models: Formulations and Applications*. Dordrecht, Pays-Bas : Kluwer Academic Publishers.

Fotheringham, A.S., et D.W.S. Wong. 1991. « The modifiable areal unit problem in multivariate statistical analysis ». *Environment and Planning A* 23 (7) : 1025 à 1044.

Généreux, P.A., et B. Langen. *The Derivation of Provincial (Inter-regional) Trade Flows: The Canadian Experience*. Paper presented at the 14th International Input-Output Techniques Conference, Montréal, 10 au 15 octobre 2002.

Head, K., et T. Mayer. 2010. « Illusory border effects: Distance mismeasurement inflates estimates of home bias in trade ». Dans *The Gravity Model in International Trade: Advances and Applications*, publié sous la direction de P.A.G. van Bergeijk et S. Brakman, chapitre 6, p. 165 à 192. Cambridge : Cambridge University Press.

Head, K., et T. Mayer. 2013. « What separates us? Sources of resistance to globalization ». *Revue canadienne d’économique* 46 (4) : 1196 à 1231.

Head, K., et T. Mayer. 2014. « Gravity equations: Workhorse, toolkit, and cookbook ». Dans *Handbook of International Economics*, publié sous la direction de G. Gopinath, E. Helpman, et K. Rogoff, vol. 4, chapitre 3, p. 131 à 195. Amsterdam : North Holland.

Hillberry, R., et D. Hummels. 2003. « Intranational home bias: Some explanations ». *Review of Economics and Statistics* 85 (4) : 1089 à 1092.

Hillberry, R., et D. Hummels. 2008. « Trade responses to geographic frictions: A decomposition using micro-data ». *European Economic Review* 52 (3) : 527 à 550.

Manning, W., et J. Mullahy. 2001. « Estimating log models: To transform or not to transform? ». *Journal of Health Economics* 20 (4) : 461 à 494.

McCallum, J. 1995. « National borders matter: Canada–U.S. regional trade patterns ». *American Economic Review* 85 (3) : 615 à 623.

Melitz, M.J., et G.I.P. Ottaviano. 2008. « Market size, trade and productivity ». *Review of Economic Studies* 75 (1) : 295 à 316.

Millimet, D.L., et T. Osang. 2007. « Do state borders matter for U.S. intranational trade? The role of history and internal migration ». *Revue canadienne d’économique* 40 (1) : 93 à 126.

Páez, A., et D.M. Scott. 2005. « Spatial statistics for urban analysis: A review of techniques with examples ». *GeoJournal* 61 (1) : 53 à 67.

Santos Silva, J.M.C., et S. Tenreyro. 2006. « The log of gravity ». *Review of Economics and Statistics* 88 (4) : 641 à 658.

Sen, A., et T. Smith. 1995. *Gravity Models of Spatial Interaction Behavior*. Berlin : Springer.

Statistique Canada, s.d.a. *Classification type des biens transportés (CTBT) 1996*. Dernière mise à jour le 17 avril 2015. Disponible au lien suivant : <http://www.statcan.gc.ca/fra/sujets/norme/ctbt/ctbtmenu> (consulté le 26 janvier 2017).

Statistique Canada, s.d.b. Classification géographique type (CGT) 2006 – Volume I La classification. Dernière mise à jour le 30 janvier 2017. Archivé. Disponible au lien suivant : <http://www.statcan.gc.ca/fra/sujets/norme/cgt/2006/2006-ind-fin> (consulté le 8 février 2017).

Wolf, H.C. 2000. « Intranational Home Bias in Trade ». *Review of Economics and Statistics* 82 (4) : 555 à 563.

Groupe de la Banque mondiale. 2016. *Taux des droits de douane, nation la plus favorisée, moyenne simple, tous produits (%)* (Graphique et tableau donnant un aperçu par pays). Données annuelles de 1996 à 2012. Disponible au lien suivant : <http://donnees.banquemondiale.org/indicateur/TM.TAX.MRCH.SM.FN.ZS> (consulté le 17 janvier 2017).