

CANADIAN JOURNAL  
OF REGIONAL SCIENCE  
REVUE CANADIENNE DES  
SCIENCES RÉGIONALES



# LE SILENCE EST D'OR... MAIS QUE VAUT L'OR? IMPACT DE LA PROXIMITÉ AUX AXES ROUTIERS SUR LES VALEURS RÉSIDENTIELLES UNIFAMILIALES À QUÉBEC, 1993-2004

Yves-Bryand Yao, Jean Dubé, David Lubala

## Yves-Bryand Yao

Candidat à la maîtrise en ATDR  
École supérieure d'aménagement  
du territoire et de développement  
régional, Université Laval  
[bi-goore-yves-bryand.yao.1@ulaval.ca](mailto:bi-goore-yves-bryand.yao.1@ulaval.ca)

## Jean Dubé

Professeur agrégé  
École supérieure d'aménagement  
du territoire et de développement  
régional, Université Laval  
[jean.dube@esad.ulaval.ca](mailto:jean.dube@esad.ulaval.ca)

## David Lubala

Diplômé au baccalauréat  
en économique, Université Laval

Soumis: 15 juillet 2019

Accepté: 9 décembre 2019

### Résumé:

La théorie hédonique stipule que les externalités sont internalisées dans le prix de vente des biens immobiliers. Pour la proximité aux autoroutes, le défi est de taille puisque ces infrastructures génèrent à la fois des effets positifs, une amélioration de l'accessibilité, mais également des effets négatifs, notamment sur la santé des individus. En utilisant les informations sur le marché immobilier, il est possible de recouvrer la prime nette exprimant l'équilibre entre ces deux types d'externalités. L'article propose de développer une approche permettant d'isoler la prime, ou volonté de payer, associée aux externalités négatives liées à la proximité des grands axes routiers. Une application est développée pour le territoire de la ville de Québec à partir d'une analyse par appariement des transactions résidentielles unifamiliales entre 1993 et 2004. Les résultats montrent que, selon le type d'infrastructure, une trop grande exposition aux externalités négatives engendre une baisse de la valeur variant entre 6% et 14% du prix moyen. Ces résultats soulignent la présence d'une forme d'iniquité environnementale liée à une trop grande proximité aux axes routiers.

**Mots clés:** Externalités négatives, Infrastructures de transport, Immobilier, Méthode d'appariement.

JEL: C21, D12, D62, R31, R41

**Remerciements:** Les auteurs tiennent à remercier la Chambre immobilière de Québec, ainsi que François Des Rosiers et Marius Thériault pour nous avoir donné un accès aux données de transactions.

## INTRODUCTION

L'avènement de l'automobile et sa démocratisation a largement influencé la manière dont les villes, et plus particulièrement nord-américaine, se sont développées. La ville de Québec, malgré son enracinement historique et la reconnaissance de son patrimoine par l'UNESCO, n'a pas échappé à cette tendance. Longtemps établis comme la ville canadienne ayant le plus de kilomètres d'autoroutes par habitant (Vandersmissen, 2008), un record qui appartient maintenant à la ville de Calgary (Alberta), cette situation a largement influencé les décisions de localisations des activités économiques et des ménages (Biba et al., 2008) et encastré la ville dans un sentier de dépendance à l'automobile.

La particularité des axes majeurs de transport est qu'elle apporte une dualité au niveau des externalités générées (Chen et al., 1997). D'un côté, la présence de telles infrastructures facilite les déplacements et améliore l'accessibilité, au sens large, de la population résidente. D'un autre côté, la présence de grands axes routiers, dont la vitesse de déplacement et le débit sont importants, génère des niveaux de bruit plus élevés, une plus grande émission de particules en suspension (pollution de l'air) et une nuisance visuelle qui contribuent à dévaloriser la proximité de telles infrastructures en affectant la santé des individus (Passchier-Vermeer & Passchier, 2000).

La présence d'axes majeurs de transport n'est pas sans répercussions économiques (Yiu et al., 2005; Smersh & Smith, 2000). Les infrastructures routières majeures sont la source de plusieurs plaintes et de poursuites<sup>1</sup>, et génèrent, selon une évaluation jugée conservatrice par l'Institut national de la santé publique, des coûts sociétaux évalués à près de 680 M\$/année au Québec (INSPQ, 2015).

Les externalités négatives ont également des effets plus globaux. D'une part, l'investissement immobilier représente un actif national important et la constitue la partie la plus importante de l'actif des ménages (Gatzlaff & Ling, 1994; Ling & McGill, 1992), ce qui contribue largement à la transmission intergénérationnelle de la richesse des ménages. D'autre part, les valeurs marchandes sont fortement liées à l'assiette foncière d'une ville et, par conséquent, aux recettes fiscales (Lacroix & Santarossa, 2003; Dipasquale, 1999; Ladd & Brabury, 1988). Au Québec, les recettes foncières totalisent plus de 11 milliards de dollars en 2017 (MAMOT, 2017), dont 3,6 milliards de dollars pour la Ville de Montréal (70 % de ses revenus totaux) et plus d'un milliard de dollars pour la Ville de Québec (80 % de ses revenus totaux). La diminution des valeurs peut donc avoir un impact important sur la capacité d'investir et de dépenser des villes.

Les impacts négatifs liés à une trop grande proximité des principaux axes routiers posent donc plusieurs défis, dont ceux de l'iniquité, à la fois environnementale, sociale, mais aussi économique. Or, empiriquement, il existe un réel défi à isoler la contribution des deux types d'externalités dans la composition des valeurs immobilières. Cet article propose une méthode simple, mais efficace, afin d'isoler la partie négative des externalités (incluant le bruit, la pollution et la dégradation visuelle) de la proximité aux axes majeurs de transport à partir d'une méthode d'appariement (Belleau-Arsenault & Dubé, à paraître). Un exemple est effectué pour le cas de la région de Québec, incluant les villes de Québec, d'Ancienne-Lorette et de Saint-Augustin-de-Desmaures, sur la base de transactions résidentielles unifamiliales enregistrées entre 1993 et 2004. La méthodologie est explicitée et la robustesse est testée en faisant varier le nombre de voisins utilisé pour effectuer l'appariement. Les résultats suggèrent que la trop grande proximité aux infrastructures de transport entraîne une prime négative pour les biens immobiliers, et que cette prime varie en fonction du type d'infrastructure. L'impact estimé varie entre 6 % et 14 % du prix moyen.

L'article est divisé en cinq sections. La première propose une revue de la littérature en mettant l'accent sur l'impact sur les possibles externalités négatives issues de la proximité aux infrastructures routières et en soulignant certaines contributions qui ont cherché à évaluer cet effet. La seconde section présente la méthodologie retenue pour calculer l'impact moyen de la proximité aux axes routiers sur les valeurs immobilières, alors que la troisième section présente les données retenues pour estimer les modèles. La quatrième section présente les résultats obtenus ainsi qu'une discussion sur l'implication des résultats. Finalement, une courte conclusion clôture l'article.

## REVUE DE LITTÉRATURE

Dans la littérature, les impacts liés à la proximité des axes routiers sont souvent mesurés en termes nets, c'est-à-dire la mesure de la différence entre les externalités positives et négatives (Nelson, 2008; Ryan, 2005). Ceci s'explique par le fait que les variables indépendantes d'intérêt, c'est-à-dire l'accessibilité, le bruit, la pollution et les autres externalités négatives, sont largement corrélées. D'un côté, la présence d'autoroutes peut améliorer l'accessibilité, ce qui se répercute par une hausse des valeurs à proximité (Boarnet & Chalermpong, 2001). Ceci dit, l'amélioration de l'accessibilité doit être considérée en termes nets. Elle dépend donc aussi de la présence d'autres infrastructures de transport, telles que le transport en commun (Ryan, 1999; Seo et al., 2014, 2017a, 2017b). Le changement d'accessibilité dépend ainsi des combinaisons possibles entre l'utilisation de ces différentes infrastructures (Boucq & Papon, 2008).

Dans la plupart des études, les conclusions suggèrent néanmoins que les effets de nuisance dominant (Haider & Miller, 2000), et ce, essentiellement à cause des externalités environnementales (Nikolaos et al., 2011), du bruit et de l'impact visuel (Wilhelmsson, 2000). Le bruit routier est considéré comme l'une des nuisances environnementales les plus contraignantes pour la santé et la qualité de vie (Organisation mondiale de la santé, 2011). Les effets du bruit routier sur la santé se répercutent par des problèmes cardio-vasculaires tels que l'hypertension, les cas d'infarctus du myocarde et les accidents vasculaires cérébraux (AVC) (Sabbah et al., 2008; Babisch et al., 2005; Maschke et al., 2002). Le bruit routier aurait également des impacts sur le développement cognitif des enfants (Clark et al., 2010), en engendrant un retard dans le langage, le développement psychomoteur, la coordination et la capacité motrice (Lopez et al., 2006), et les capacités de lecture et de mémoire (Evans & Maxwell, 1997). Le bruit routier génère également des impacts psychologiques tels que la dépression, l'agitation et l'anxiété (Babisch, 2005; Michaud, Keith & McMurphy 2008; Öhrström & Skånberg, 2004; Öhrström et al., 2006; Passchier-Vermeer & Passchier, 2000) ou encore les perturbations liées au sommeil (Jakovljevic et al. 2009; Van den Berg et al. 2003).

Gamble et al. (1974) furent parmi les premiers à analyser l'impact du bruit du trafic routier sur les valeurs immobilières. À partir de transactions résidentielles entre 1969 et 1971, ils montrent, pour trois villes américaines, que la dépréciation varie entre 0,21 % et 2,22 % pour chaque décibel supplémentaire. Ces résultats sont confirmés par Langley (1976). Pour Hambourg (Allemagne), Brandt et al. (2011) suggèrent que l'ajout d'un décibel (dBA) est associé à des valeurs immobilières plus basses de 0,23 %. Aux Pays-Bas, Theebe (2004) montre que cette relation se chiffre à 0,4 %, ce qui équivaut à une dévaluation pouvant atteindre 7,5 % pour un niveau de bruit ambiant de 75 dBA. Des résultats sensiblement identiques ont également été obtenus à Bucheon, en Corée-du-Sud, alors qu'une augmentation d'un dBA est associée à une valeur immobilière plus basse de 0,3 % (Kim et al., 2007).

<sup>1</sup> Voir un article de journal paru sur le sujet: [www.lapresse.ca/maison/immobilier/projets-immobiliers/201305/29/01-4655507-une-autoroute-dans-la-cour.php](http://www.lapresse.ca/maison/immobilier/projets-immobiliers/201305/29/01-4655507-une-autoroute-dans-la-cour.php)

Ces résultats sont confirmés ailleurs dans le monde. Dès le début des années 1980, Nelson (1982) propose une première revue de littérature afin de synthétiser l'état des connaissances sur le sujet. Sur neuf études recensées au Canada et aux États-Unis, les résultats montrent qu'un décibel supplémentaire est lié, en moyenne, à des prix sont plus bas de 0,4%. Nelson (2008) confirme plus tard cette conclusion en proposant une fourchette variant entre 0,4% et 0,6%. Ces résultats sont également confirmés par une méta-analyse de Bertrand (1997), alors que Bateman (2001), qui analyse 18 études différentes, propose une fourchette plus large variant entre 0,14% et 2,22%. Cette échelle est également confirmée par les travaux de Navrud (2002) et, plus récemment, ceux de Kopsch (2016).

La littérature portant sur l'impact des autres externalités liées à la proximité aux infrastructures de transport majeures est moins développée. Higgins et al. (2019) ont confronté la dualité des externalités (accessibilité et pollution). À partir de transactions de résidences unifamiliales pour la ville de Hamilton (Canada), ils montrent que l'effet d'accessibilité est positivement internalisé dans les prix seulement lorsque le niveau de pollution est faible. Une méta-analyse de Smith et Huang (1993) suggère que la présence de polluant dans l'air est habituellement associée à une prime négative. Cette conclusion est appuyée par les travaux de Kim et al. (2003), Chay et Greenstone (2005), Anselin et Lozano-Gracia (2008), Chasco et Le Gallo (2015) et Le Boennec et Salladarré (2017). Cependant, da Schio et al. (2018) suggèrent que la corrélation entre le niveau de pollution et les valeurs résidentielles est faible et souvent incohérente, du moins pour le cas de la ville de Bruxelles (Belgique).

Finalement, Higgins et al. (2018) montrent que la congestion routière génère des impacts individuels importants tels que: i) des retards dans les déplacements; ii) une forme d'incertitude liée aux déplacements; iii) une hausse du niveau de stress; et iv) une diminution du niveau de satisfaction global. Selon Litman (2009), il faut également ajouter aux coûts de la congestion les coûts liés: i) aux accidents; ii) aux stationnements et à la consommation de territoire, iii) à l'impact sur l'aménagement du territoire; et iv) aux effets de barrières. Pour la région de Montréal seulement, des études annuelles suggèrent que les coûts liés à la congestion routière sont évalués à 4,2 milliards de dollars pour l'année 2018, alors que cette estimation se chiffrait à 1,8 milliard en 2008 et d'un peu moins d'un milliard en 1998 (ADEC, 2014; Tremblay-Racicot, 2019)<sup>2</sup>.

La relation liée à l'apparition de nouvelles infrastructures de transport est donc dépendante de plusieurs facteurs qui sont difficiles à isoler. Sans proposer d'isoler les différentes composantes, l'article propose une approche méthodologique originale qui permet minimalement d'isoler l'effet net lié à la présence aux routes majeures pour la ville de Québec.

## MÉTHODOLOGIE

L'approche des préférences révélées, basée sur les modèles de prix hédoniques (Rosen, 1974), est très utilisée pour traiter de la question de la valeur des externalités urbaines dans un contexte de biens non marchands. L'hypothèse principale de la théorie hédonique est que la valeur d'un bien complexe (maison, voiture, ...) dépend de ses caractéristiques individuelles (superficie, nombre de salles de bain, ...), mais aussi des caractéristiques de son environnement, constituées principalement de biens non marchands tels que qualité de l'air, niveau sonore, nuisance visuelle, etc (Des Rosiers et al., 2011).

La modélisation hédonique, dans sa première étape, consiste à estimer la fonction de prix, c'est-à-dire exprimer le prix de vente d'un

bien complexe  $i$  transigé au moment  $t$ ,  $p_{it}$ , en fonction de l'ensemble de ses caractéristiques physiques,  $X_{kit}$  et environnementales,  $Z_{mit}$  (équation 1).

$$p = \alpha + D\delta + X\beta + Z\theta + \varepsilon \quad (1)$$

Où  $p$  est un vecteur de prix (habituellement exprimé en transformation logarithmique) de dimension  $(N_T \times 1)$ ,  $D$  est une matrice de variables binaires identifiant le trimestre de vente de dimension  $(N_T \times (T-1))$ ,  $X$  est une matrice de caractéristiques physiques de dimension  $(N_T \times K)$ ,  $Z$  est une matrice de caractéristiques environnementales de dimension  $(N_T \times M)$  et  $\varepsilon$  est un vecteur de termes d'erreur de dimension  $(N_T \times 1)$ . Le paramètre  $\alpha$  représente l'ordonnée à l'origine, alors que les vecteurs de paramètres  $\delta$ , de dimension  $((T-1) \times 1)$ ,  $\beta$ , de dimension  $(K \times 1)$ , et  $\theta$ , de dimension  $(M \times 1)$ , expriment, respectivement, la valeur nominale des biens immobiliers, la valeur implicite des caractéristiques physiques et la valeur implicite des caractéristiques environnementales. Cette approche permet de mesurer l'effet marginal des caractéristiques environnementales (non marchandes) sur la valeur du bien complexe, toute autre chose étant égale par ailleurs.

Certaines difficultés surviennent en pratique, particulièrement dans le cas de la proximité aux axes routiers. Les externalités négatives sont souvent fortement corrélées puisqu'elles sont, essentiellement, liées à une localisation particulière. Elles sont aussi difficilement distinguables des externalités positives. Dans un tel cas, l'analyse de régression rend difficile l'identification de la source exacte de la prime. Dans tous les cas, l'analyse hédonique peine, d'une part, à distinguer les types d'externalités (positives et négatives) et, d'autre part, à isoler la contribution des différentes sources d'externalités négatives.

Afin de contourner certaines de ces lacunes, en plus de quelques autres lacunes méthodologiques (Dubé et al., 2014, 2013), l'approche proposée ici est différente. La méthodologie prend appui sur la méthode d'appariement (*Matching Estimator*) basée sur le calcul des scores de propensions, une approche permettant une interprétation causale (Antonakis et al., 2010) des résultats en plus de permettre d'isoler spécifiquement les transactions qui surviennent près des infrastructures routières sans pour autant créer un problème de représentativité au sein de l'échantillon total. Cette approche a donc l'avantage de permettre de concentrer l'analyse sur un secteur particulier où seules les composantes d'intérêts (externalités) varient. Le but étant de contrôler pour des biens similaires (caractéristiques intrinsèques et extrinsèques) afin d'isoler l'effet d'une variabilité locale (concentrée à proximité des infrastructures) des valeurs.

La méthode d'appariement repose sur l'idée de la comparaison de biens similaires, pour lesquels l'un d'entre eux subit une forme d'externalité (traitement), mais pas le second (contrôle). Pour deux biens similaires, la différence de prix reflète indubitablement l'effet lié à la seule caractéristique différente (exposition aux externalités). Cette méthode permet de comparer une situation de référence (subir une nuisance) à ce qui en eut été autrement (situation contre-factuelle). L'élaboration d'une situation contre-factuelle permet de réduire le biais de sélection issue du fait que la localisation n'est pas liée à une réalisation strictement aléatoire (Oh et al., 2009).

Développée par Rosenbaum et Rubin (1983), la méthode d'appariement par scores de propension est utilisée principalement dans les études en santé. Le principe de la méthode repose sur la question: « qu'est-ce qu'y arriverait à ceux qui reçoivent un traitement (proximité) s'ils n'avaient pas reçu le traitement (ou vice et versa)? »<sup>3</sup> (Rubin, 1974, cité dans Oh et al., 2009: 9). Le défi consiste donc à déterminer une situation comparable pour pouvoir effectuer une comparaison appropriée.

<sup>2</sup> <https://www.lapresse.ca/actualites/grand-montreal/201809/13/01-5196357-les-couts-de-la-congestion-evalues-a-42-milliards-pour-2018.php>

<sup>3</sup> Traduction libre

La situation contre-factuelle est déterminée à partir du score de propension, permettant d'évaluer la probabilité que chaque observation soit traitée, c'est-à-dire qu'elle soit exposée directement aux nuisances. Des scores similaires, mais dont l'exposition est différente, sont alors considérés comme des « voisins ». Statistiquement, le score de propension, noté  $s(\mathbf{X}_{ik}, \mathbf{Z}_{im})$ , dépend des caractéristiques physiques,  $\mathbf{X}_{ik}$ , et environnementales,  $\mathbf{Z}_{im}$ , est la probabilité conditionnelle, pour chaque bien immobilier  $i$ , d'avoir une caractéristique particulière  $d_i$  (équation 2).

$$s(\mathbf{X}, \mathbf{Z}) = \Pr(d = 1 \mid \mathbf{X}, \mathbf{Z}) \quad (2)$$

Où  $\mathbf{d}_i$  est un vecteur représentant une caractéristique particulière (1 = oui et 0 = non). Le vecteur de score de propensions renferme des valeurs (probabilités) se situant entre 0 et 1 (Lecocq et al., 2014).

La validité de l'approche par score de propension  $s(\mathbf{X}_{ik}, \mathbf{Z}_{im})$  repose sur deux hypothèses fondamentales: l'indépendance conditionnelle aux caractéristiques observables; et la condition de support commun. La première hypothèse suppose que la participation au traitement est conditionnée par rapport aux caractéristiques observables et que celle-ci est indépendante des résultats de la mesure (Oh et al., 2009). En d'autres mots, les caractéristiques observables de chaque entité sont indépendantes de la participation ou non au « traitement ». Cette hypothèse est à la base de la méthode d'appariement: le respect de cette hypothèse permet de contrôler les biais liés à la sélectivité. La seconde hypothèse est liée à la distribution du score de propension et suppose que la probabilité de participer au traitement pour les individus avec un même ensemble de covariables est incluse dans une zone de support commun (Lecocq et al., 2014). Autrement dit, des entités avec les mêmes caractéristiques ont autant de chances d'être traitées (ou pas). La zone de support commun suppose que, pour chaque observation « traitée », il existe un cas comparable qui n'est « pas traité » et qui lui est semblable (et vice-versa).

Plusieurs étapes sont nécessaires pour mesurer l'impact du traitement grâce à la méthode d'appariement par score de propension (Figure 1). Ces étapes sont itératives, afin d'assurer de la validité du modèle (Caliendo & Kopeinig, 2008).

La première étape consiste à estimer un score de propension en déterminant les facteurs qui sont susceptibles d'être liés au traitement (proximité aux axes routiers). Pour la construction des scores de propension, il importe d'établir la liste des caractéristiques observables à sélectionner. Bien qu'il n'existe aucun guide clair (et universel) sur le choix des caractéristiques observables à sélectionner, il est essentiel de trouver un certain arbitrage entre consistance et efficacité du modèle. Omettre des variables importantes peut introduire un biais dans l'estimation des effets du traitement (Cameron & Trivedi, 2005).

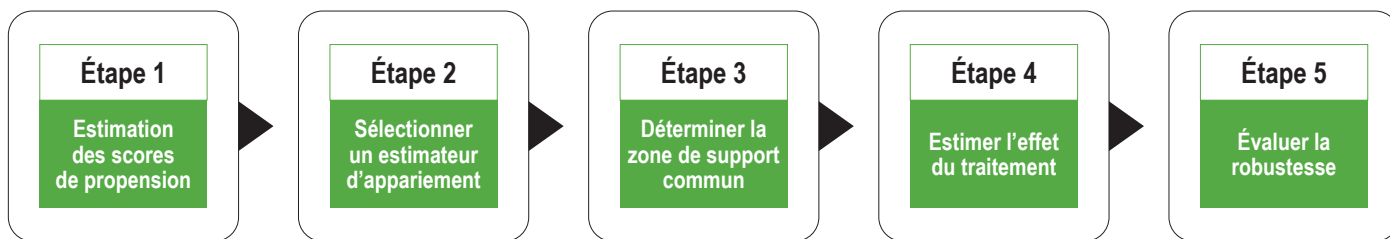
À l'inverse, ajouter trop de variables (surcontrôle) peut accroître la variance des estimateurs (Bryson et al., 2002) et réduire le nombre d'appariements possibles. Il est donc impératif d'introduire le maximum de variables qui influencent de manière significative la probabilité d'appartenir au groupe traité afin de respecter l'hypothèse d'indépendance conditionnelle aux caractéristiques observables (Caliendo & Kopeinig, 2008). Il importe aussi de porter une attention particulière au nombre de variables explicatives à inclure en fonction de la taille de l'échantillon (Long & Freese, 2014). Pour évaluer la qualité du score de propension, les tests classiques de comparaison des distributions entre les deux groupes permettent d'évaluer la significativité des différences. Le test de Hosmer-Lemeshow<sup>4</sup> peut être utilisé afin de valider la performance globale du modèle de choix discret. Ainsi, de nombreuses itérations sont parfois nécessaires afin de construire un score de propension qui équilibre au mieux les deux groupes (traités et non traités).

La seconde étape consiste à sélectionner un estimateur d'appariement. Cette étape permet de faire l'appariement des scores de propension où chaque individu traité est jumelé avec un ou plusieurs individus non traités à partir des caractéristiques observables (Lecocq et al., 2014). Pour ce faire, plusieurs estimateurs sont généralement utilisés tels que l'appariement par plus proche voisin, l'appariement avec fonction de noyau ou l'appariement par stratification. L'approche du plus proche voisin consiste à jumeler chaque individu traité,  $i$ , avec un individu non traité,  $j$ , selon le score de propension le plus proche. En partant d'une notation générale, il est possible de définir  $e(i)$  comme étant un écart général permettant d'identifier les observations  $i$  et  $j$  qui sont similaires à partir d'un écart fixé, noté  $c$  (*caliper*). L'écart, noté  $\| \cdot \|$ , est défini sur les scores de propensions calculés pour les « traités »,  $s(\mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i)$ , et les « non-traités »,  $s(\mathbf{X}_j, \mathbf{Z}_j)$  (équation 3 - Oh et al., 2009). La méthode du plus proche voisin est la forme de l'opérateur le plus fréquemment utilisée (et le plus direct). Il est recommandé d'utiliser plus d'un voisin, car cela permet de réduire la variance en offrant plus d'informations pour construire le contre-factuel. Par contre, le fait d'augmenter considérablement le nombre de voisins peut faire augmenter les biais si les voisins ont des scores de propension très différents. À l'instar du choix des variables, il n'existe aucune règle universelle sur le choix de l'écart maximal (ou *caliper*). Plus celui-ci est faible, plus les individus jumelés seront semblables, mais moins il y aura de jumelage, et vice-versa.

$$e(i) = \min \| s(\mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i) - s(\mathbf{X}_j, \mathbf{Z}_j) \| \leq c \quad (3)$$

Afin de valider l'hypothèse de la condition de support commun, la troisième étape consiste à déterminer si, sur l'ensemble des valeurs du score de propension, les probabilités prédites en fonction du groupe d'appartenance se superposent. Pour ce faire, l'analyse vi-

Figure 1. La méthode d'appariement par les scores de propension : les étapes



(Source : Caliendo et Kopeinig, 2005 : 2)

<sup>4</sup> Le test de Hosmer-Lemeshow consiste à grouper les sujets en déciles de risques et de comparer les probabilités obtenues par rapport aux réalisations enregistrées (Hosmer et al., 1997).

suelle de la densité des scores de propension est un moyen simple et direct d'observer la présence de problèmes dans la zone de support (Caliendo & Kopeinig, 2008). Il est possible de retirer les observations qui ont un écart trop grand dans leurs scores de propension en déterminant une distance minimale et maximale. Les individus du groupe non traité qui ont un score de propension supérieur au maximum et inférieur au minimum des scores de propension du groupe traité sont éliminés de l'analyse.

La quatrième étape consiste à estimer les effets du traitement. Deux estimations sont possibles: l'estimation de l'effet moyen du traitement sur le groupe traité (*Average treatment effect on the treated* – ATT) ou l'estimation de l'effet moyen du traitement sur la population totale (*Average treatment effect* – ATE). L'estimation de l'effet moyen du traitement sur le groupe traité (ATT) se définit comme la différence du résultat (le prix) entre ce qui est observé en présence de nuisance sonore (« traité » –  $p_{1i}$ ) et ce qui aurait dû être observé lorsque la nuisance n'est pas présente (« non-traité » –  $p_{0i}$ ), et ce seulement pour les observations « traitées » (équation 4).

$$D_{ATT} = E(p_1 - p_0 | D_i = 1) \quad (4)$$

Où  $p_1$  est un vecteur de prix pour les observations  $i$  qui subissent les nuisances (« traité ») et  $p_0$  est un vecteur de prix pour les observations  $i$  qui n'auraient pas été soumises à ces nuisances (« contre-factuel »). La difficulté repose sur l'estimation de  $p_{0i}$ , puisque cette situation n'est jamais observée. C'est donc ici que le rôle des voisins prend tout son sens pour « évaluer » la valeur de ce qu'aurait dû être le prix si les résidences ne sont pas exposées aux nuisances sonores ( $D_i = 0$  – « non-traité »). L'estimation permet d'évaluer les résultats de ce qu'on aurait dû observer si le groupe « traité » s'il n'avait pas reçu le traitement.

La seconde méthode est l'estimation de l'effet moyen du traitement (ATE). L'effet de la mesure est calculé à partir de la population totale. Le calcul de l'ATE est basé sur la comparaison entre ce que l'on observe et ce que l'on aurait dû observer, si les traités n'avaient pas été traités, et si les non-traités avaient reçu le traitement (équation 5).

$$D_{ATE} = E(p_1 - p_0) \quad (5)$$

Le calcul repose ici sur deux estimations : i) le prix que l'on aurait dû observer pour une résidence qui ne subit pas les nuisances, mais pour laquelle on imposerait un certain niveau de nuisance (un « non-traité » qui aurait été « traité » –  $\hat{p}_{1i}$ ); et ii) le prix que l'on aurait dû observer pour une résidence qui fait face aux nuisances, mais dont on pouvait retirer de telles externalités négatives (un « traité » qui serait « non-traité » –  $\hat{p}_{0i}$ ) (Caliendo & Kopeinig, 2008). Dans les deux cas, l'estimation des prix non observés ( $\hat{p}$ ) se fait avec l'aide du score de propension ( $s(\mathbf{X}, \mathbf{Z})$  – équation 2) et de l'écart entre les scores de propension ( $e(\mathbf{i})$  – équation 3).

La cinquième étape consiste à tester la robustesse du modèle. Pour ce faire, cette étape consiste à vérifier si l'effet peut être affecté par l'apparition de nouvelles caractéristiques. L'objectif est ainsi de faire varier certains paramètres (ou choix) afin de voir si les résultats changent de manière importante et significative (Caliendo & Kopeinig, 2008). Cette étape nécessite plusieurs itérations. On peut tester la robustesse du modèle en faisant varier: i) le nombre de voisins; ii) le type de tirage; et iii) le *caliper*. Il s'agit ensuite d'évaluer les impacts sur les effets mesurés avec les variantes proposées et d'étudier les écarts sur la significativité des écarts. Si les résultats sont robustes, la significativité des écarts ne devrait pas varier de manière importante. Au terme, de cette étape on doit être capable de juger de la crédibilité à accorder aux résultats trouvés.

Si cette méthode possède plusieurs avantages, elle n'est pas sans inconvénient. Ainsi, le score de propension, qui sert à effectuer l'appariement entre les transactions, est fortement tributaire des appariements qui sont obtenus et, par conséquent, le calcul des différences entre les prix selon les statuts (traitement et contrôle) peut varier selon les indicateurs retenus dans le modèle logistique. De plus, comparativement à l'approche hédonique, la méthode d'appariement sur la base du score de propension permet d'obtenir l'impact d'un changement dans certaines aménités spatiales (effet populationnel), sans permettre d'isoler l'effet des autres facteurs, ce qui rend impossible l'analyse conditionnelle (spécifique aux transactions). Néanmoins, cette approche s'avère intéressante pour mesurer un impact et assurer une interprétation causale.

## DONNÉES

Les données utilisées pour estimer l'impact de la proximité aux axes majeurs sur les valeurs résidentielles unifamiliales proviennent des transactions effectuées sur la rive nord de l'agglomération urbaine de Québec<sup>5</sup> entre 1993 et 2004. La base de données contient des informations sur le prix de vente final (en dollars courants), sur les caractéristiques du bien (plus de 200 variables portant sur les caractéristiques), sur la date de vente ainsi que sur la localisation précise (point). Les prix de vente enregistrés pour plus de 30 000 transactions varient entre 50 000 \$ et 750 000 \$. Les données de transactions ont déjà largement été utilisées dans d'autres études cherchant à évaluer l'impact de l'accessibilité sur les valeurs immobilières (Des Rosiers et al., 2010), sur la variation de cet effet dans le temps (Dubé et al., 2012) et sur l'effet d'un changement dans l'offre de transport en commun sur les valeurs résidentielles (Dubé et al., 2011).

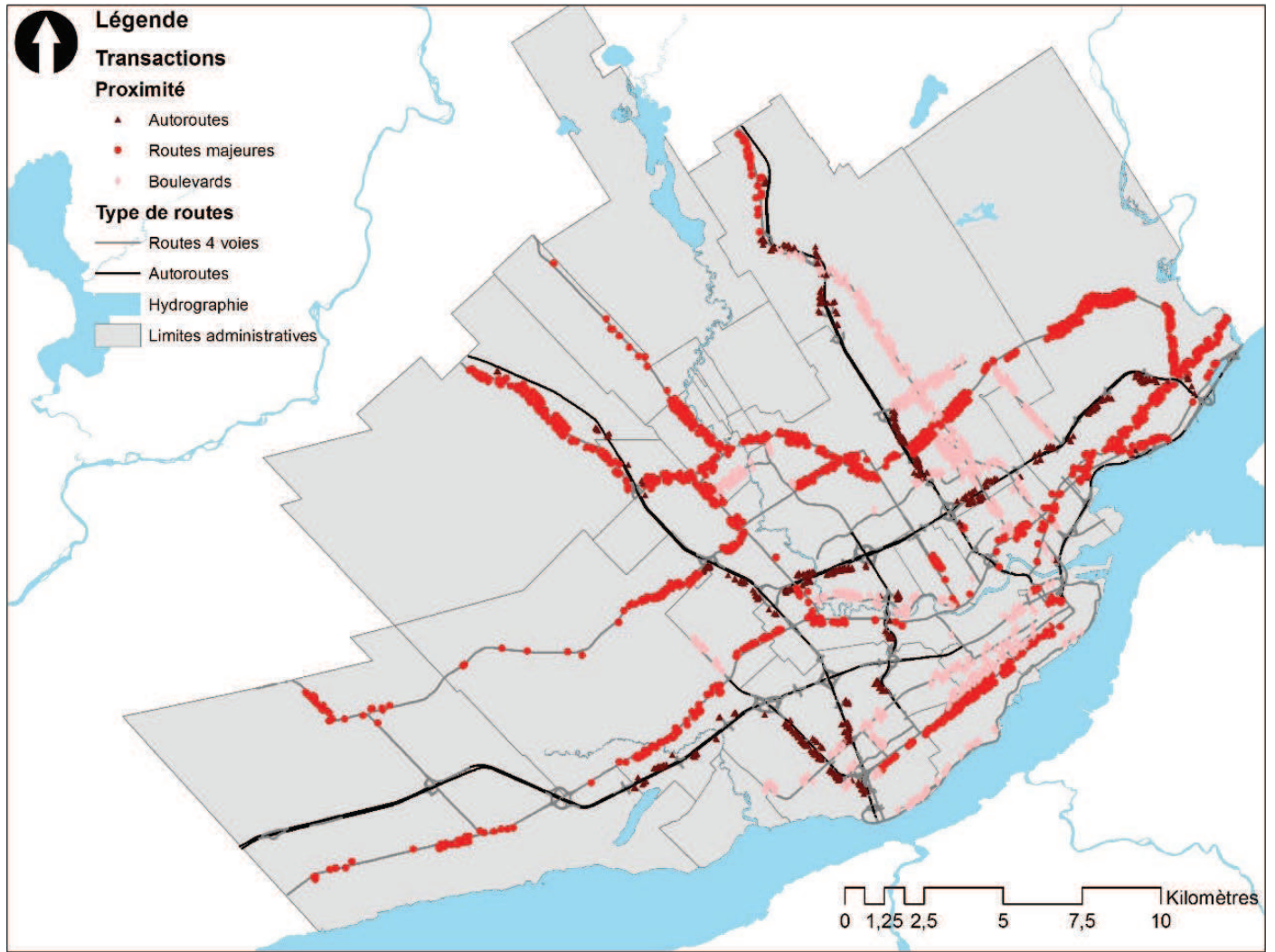
Afin d'isoler l'effet de la proximité des autoroutes sur les valeurs immobilières, une partie des transactions seulement est retenue. L'analyse se concentre, a priori, sur les transactions ayant eu lieu à moins de 150 mètres d'un axe routier majeur, défini par les autoroutes, les routes majeures numérotées (entre 100 et 399) et les autres boulevards urbains comportant 4 voies ou plus (Figure 2).

Le choix de la zone critique de 150 mètres est un proxy justifié par quatre raisons. Premièrement, il est difficile de cerner avec précision le niveau d'émission des différentes externalités émis par les infrastructures, particulièrement au Québec où les mesures demeurent encore rares. Il est donc impossible de pouvoir décortiquer les différentes sources d'externalités négatives, mais celles-ci sont, habituellement, fortement concentrées spatialement. Deuxièmement, la zone correspond à la distance nécessaire afin que le bruit atteigne des normes acceptables si l'on tient pour acquis qu'un camion lourd sur l'autoroute génère 90 dBA, ou que deux voitures sur l'autoroute à 80 km/h génèrent 85 dBA (INSPQ, 2015). Il s'agit donc d'une zone d'influence « maximale ». Troisièmement, cette distance correspond, de manière approximative, à un équivalent de deux rues derrière la nuisance. Ce choix permet donc de cerner l'impact potentiel sur les résidences les plus susceptibles d'être touchées. Finalement, cette délimitation spatiale a pour effet d'assurer que les résidences visées ont, à quelques exceptions près, une accessibilité similaire aux lieux d'emplois, de consommation et de loisirs vu le rôle important que jouent les infrastructures de transport dans ce type d'exercice. La concentration spatiale a donc pour effet de faire l'analyse avec une accessibilité, toute chose étant égale par ailleurs, quasi identique.

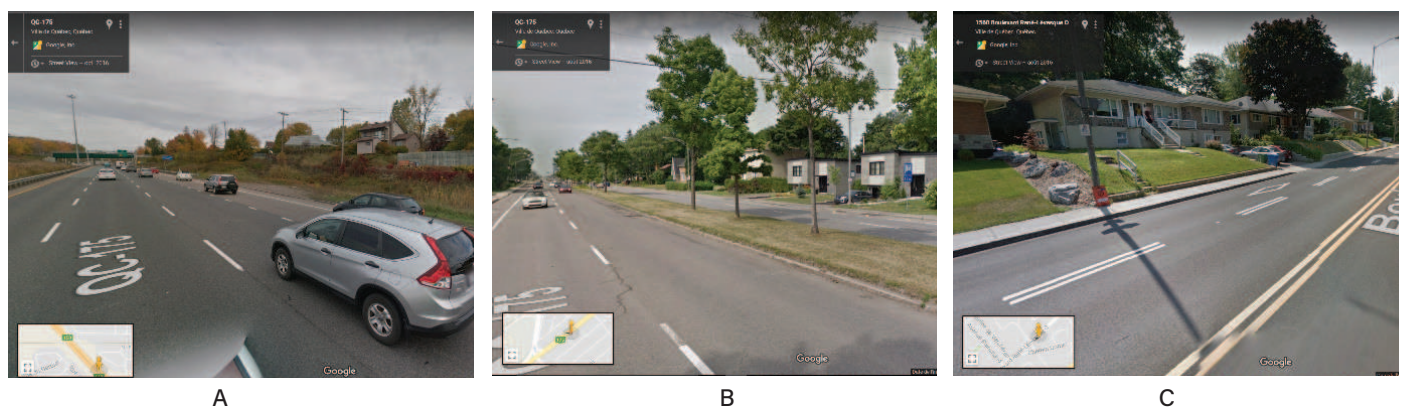
Au total, c'est 701 transactions qui sont situées le long des axes autoroutiers, 2 360 transactions le long des axes routiers majeurs (routes

<sup>5</sup> Incluant les villes actuelles de Québec, Ancienne-Lorette et Saint-Augustin-de-Desmaures.

**Figure 2.** Localisation des transactions et des axes routiers majeurs sur le territoire à l'étude



**Figure 3.** Impacts visuels/sonores liés à la proximité des axes majeurs de transport



Légende : (a) Autoroute – Autoroute Laurentienne (73); (b) Route majeure – Boulevard Laurier (Route 175); (c) Boulevard urbain – Boulevard René-Lévesque; Source : Google Maps.

numérotées) et 1 438 transactions qui sont situées le long des boulevards urbains (axes routiers non numérotés de minimum 4 voies). Ces résidences sont censées subir une influence négative à divers degrés d'exposition (Figure 3).

Afin d'identifier l'impact net de la (trop) grande proximité aux axes de transport routier majeurs, les transactions retenues sont divisées en deux groupes : i) un groupe de traitement (affecté par la proximité); et ii) un groupe de contrôle. Évidemment, le choix de zone doit

être ajusté selon le type d'infrastructure routière visée puisque les externalités générées diffèrent selon celles-ci. Les autoroutes étant susceptibles de générer des effets plus persistants que les routes majeures et les boulevards, notamment parce que les vitesses permises y sont plus élevées. Les distances critiques pour chacun des groupes sont donc définies sur la base de la nuisance sonore qui peut être enregistrée. En prenant appui sur la charte des nuisances

sonores (Figure 4) et sur la relation de décroissance des impacts sonores, c'est-à-dire une perte de 3 dBA par mètre, la nuisance est calculée en supposant que le niveau de nuisance initial pour la proximité à l'autoroute est de 100 dBA, de 85 dBA pour les routes majeures (axes à 4 voies numérotées) et de 70 dBA pour les boulevards. Ces niveaux de nuisance initiaux sont fixés en fonction de la vitesse autorisée (100 km/h sur les autoroutes; 70 à 90 km/h sur les axes numérotés; et 50 km/h sur les boulevards urbains), ainsi que sur l'achalandage.

Le groupe contrôle, qui n'est pas directement touché par la proximité aux infrastructures de transport, est défini par les résidences dont le niveau sonore estimé est de moins de 30 dBA (Figure 5). En retirant les résidences avec une exposition intermédiaire (entre 55 et 30 dBA), c'est 4 499 transactions qui sont disponibles pour l'analyse, dont 2 624 transactions sont considérées comme des contrôles et 1 875 transactions constituent les traitements de la quasi-expérience. En désagrégeant ces nombres en fonction des axes routiers retenus, on dispose de 237 traitements et de 464 contrôles le long des autoroutes, de 1 007 traitements et de 1 353 contrôles le long des axes routiers majeurs (numérotés), et de 631 traitements et de 807 contrôles le long des boulevards urbains (Figure 6).

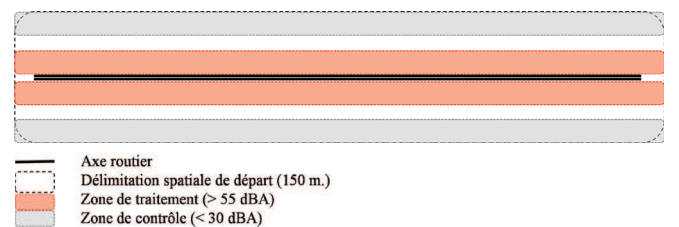
Avant même de débiter les analyses par appariement (*matching*), il importe de s'assurer que les prix sont exprimés dans une unité monétaire comparable. Puisque les transactions sont basées sur les prix nominaux (et non réels), il importe de déflater les prix. Certains proposent d'utiliser l'indice des prix à la consommation (IPC) afin de corriger les prix, ou encore seulement la composante « prix résidentiel » de cet indice. Or, cette approche ne tient pas nécessairement compte de la particularité locale du marché résidentiel unifamilial. En

**Figure 4.** Charte de la nuisance reliée au bruit selon la gravité de l'exposition en fonction du nombre de dBA

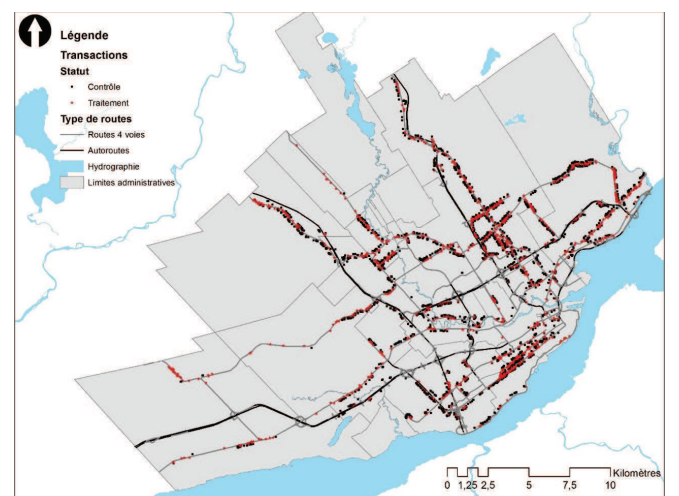
| NIVEAU DE BRUIT EN dBA | EFFETS  |
|------------------------|---|
| 140                    | Douleur à l'intérieur de l'oreille<br>Risque de traumatisme irréversible                                    |
| 130                    | Début de douleur à l'intérieur de l'oreille<br>Risque de traumatisme  |
| 120                    | On ressent la vibration sonore sur le corps.  |
| 110                    | L'exposition quotidienne pendant plus d'une minute entraîne un risque de dommage permanent.                 |
| 100                    | Risque pour l'audition si exposition de plus de 15 minutes sans protection                                  |
| 90                     | Danger d'atteinte permanente à l'audition si exposition à long terme (8 h/jour)<br>Très gênant et stressant |
| 85                     | Danger d'atteinte permanente à l'audition à long terme (8 h/jour)<br>Fatigue                                |
| 80                     | Incommodant<br>Rend la conversation difficile<br>Nuit à la concentration et à l'apprentissage scolaire      |
| 70                     | Incommodant<br>Gêne la conversation téléphonique  |
| 60                     | Confortable   |
| 50                     | Calme   |
| 40                     | Doux  |
| 30                     | Très doux   |
| 10                     | À peine audible   |
| 0                      | Aucun bruit   |

Source : Ordre des orthophonistes et audiologistes du Québec (OOAQ) [www.oaaq.qc.ca](http://www.oaaq.qc.ca)

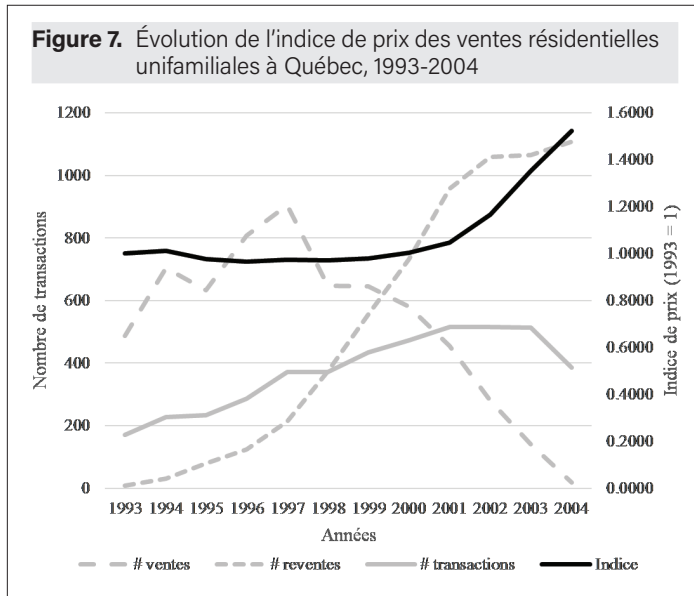
**Figure 5.** Identification des traitements et contrôles selon leur localisation



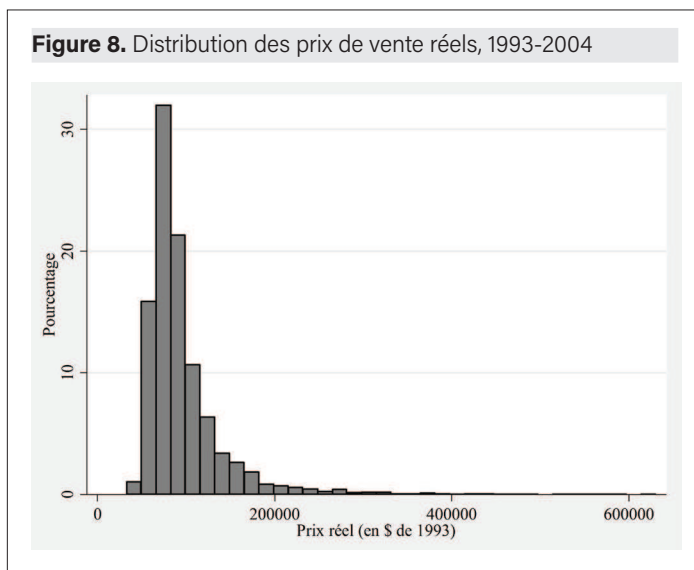
**Figure 6.** Identification des traitements et contrôles selon leur localisation



conséquence, un indice de prix à la Case et Shiller (1987) est utilisé afin d'obtenir un indice de prix (nominal) des transactions. Pour la période retenue, c'est 6 307 paires de transactions qui sont disponibles pour estimer l'indice de prix résidentiel unifamilial. Les résultats montrent que les prix résidentiels sont demeurés relativement stables durant les années 1990, alors que le début des années 2000 marque une transition vers une hausse rapide des valeurs immobilières (Figure 7).



Après avoir déflaté les prix de vente par l'indice obtenu, on obtient une distribution du prix de vente réel qui varie entre 32 845\$ et 630 130\$ (Figure 8). C'est sur la base de ces prix réels que sont effectués les appariements afin de calculer l'impact de l'exposition au bruit sur les valeurs des transactions. Les impacts sont donc exprimés en valeur constante de 1993.



## RÉSULTATS

Le modèle logistique visant à construire le score de propension est développé sur la base des transactions retenues (à moins de 150

mètres des axes routiers et à plus de 55 dBA et à moins de 30 dBA) à partir d'une procédure de type « *stepwise* » basée sur un seuil d'entrée de significativité à 20 %. Les modèles sont estimés à partir d'une liste de 81 variables indépendantes, afin d'éviter les trop grandes corrélations entre indicateurs. Les résultats par type de route suggèrent que les performances des modèles sont relativement intéressantes, avec des Pseudo-R2 de plus de 0,1, des modèles largement significatifs dans leur ensemble (statistique LR), des performances de classification intéressante avec des statistiques du test d'Hosmer et Lemeshow qui sont toutes non-significatives ( $p > 0,05$ ) et la statistique d'aire sous la courbe de la projection (ROC) du modèle avoisinant ou supérieur à 75 % (Tableau 1 – haut). En conservant uniquement les variables qui ressortent comme significatives dans au moins deux des trois modèles, un total de 22 variables indépendantes sont utilisées. Les performances des modèles diminuent légèrement, mais les spécifications demeurent, somme toute, intéressantes et comparables (Tableau 1 – bas).

**Tableau 1.** Statistiques des modèles logistiques estimés

| Avant calibration | Type d'axes |       |              |       |            |       |
|-------------------|-------------|-------|--------------|-------|------------|-------|
|                   | Autoroutes  |       | Axes majeurs |       | Boulevards |       |
| Statistiques      | Stats       | sign. | Stats        | sign. | Stats      | sign. |
| Pseudo-R2         | 0.2424      |       | 0.1410       |       | 0.1924     |       |
| Test LR           | 160.92      | ***   | 306.13       | ***   | 149.73     | ***   |
| Hosmer-Lemeshow   | 14.07       |       | 9.07         |       | 11.94      |       |
| ROC Curve         | 0.8170      |       | 0.7435       |       | 0.7887     |       |
| N                 | 479         |       | 1716         |       | 943        |       |
| K                 | 29          |       | 35           |       | 28         |       |

| Après calibration | Type d'axes |       |              |       |            |       |
|-------------------|-------------|-------|--------------|-------|------------|-------|
|                   | Autoroutes  |       | Axes majeurs |       | Boulevards |       |
| Statistiques      | Stats       | sign. | Stats        | sign. | Stats      | sign. |
| Pseudo-R2         | 0.1177      |       | 0.1085       |       | 0.1228     |       |
| Test LR           | 78.12       | ***   | 235.56       | ***   | 95.56      | ***   |
| Hosmer-Lemeshow   | 6.03        |       | 7.92         |       | 8.54       |       |
| ROC Curve         | 0.7225      |       | 0.7092       |       | 0.7299     |       |
| N                 | 479         |       | 1716         |       | 943        |       |
| K                 | 22          |       | 22           |       | 22         |       |

Légende : \*\*\*  $p < 0,001$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*  $p < 0,05$

La spécification des modèles finaux respecte l'hypothèse de support commun dans les estimations par appariements, et ce pour les trois types de routes retenus. En faisant varier le nombre de voisins pour effectuer l'appariement, les résultats sont relativement robustes, surtout lorsque le nombre de voisins est supérieur à un (Tableau 2). L'impact moyen de la (trop grande) proximité aux autoroutes suggère une perte nette de près de 10 000\$ (en valeur de 1993). En se basant sur le prix de vente moyen des résidences à proximité des autoroutes, soit 94 326\$, ceci représente une dévaluation d'un peu plus de 10 % de la valeur totale.<sup>6</sup> L'effet de la proximité est plus faible pour les routes majeures, environ 5 500\$, alors que les prix de vente moyens sont de 94 218\$, ce qui représente une dépréciation de 6,3%. Finalement, l'impact négatif pour les boulevards urbains est d'environ 14 000\$ pour un prix vente moyen de 103 943\$, ce qui représente une baisse moyenne de 13,8%.

<sup>6</sup> En se basant sur le prix de vente médian, la dépréciation est encore plus considérable.

**Tableau 1.** Statistiques des modèles logistiques estimés

| # voisins | Type d'axes |       |              |       |            |       |
|-----------|-------------|-------|--------------|-------|------------|-------|
|           | Autoroutes  |       | Axes majeurs |       | Boulevards |       |
|           | ATE         | sign. | ATE          | sign. | ATE        | sign. |
| 1         | -10916.10   | ***   | -7543.61     | **    | -15891.28  | ***   |
| 2         | -10169.38   | ***   | -5608.61     | *     | -13943.12  | ***   |
| 3         | -9550.49    | ***   | -5445.01     | *     | -13863.31  | ***   |
| 4         | -9763.72    | ***   | -5349.22     | **    | -13992.78  | ***   |
| 5         | -9941.40    | ***   | -5863.50     | **    | -13875.50  | ***   |

Légende : \*\*\* p < 0,001; \*\* p < 0,01; \* p < 0,05

Les résultats montrent clairement l'impact négatif que peut avoir une trop grande proximité des principaux axes routiers au cœur d'une ville. Si ces infrastructures ont pour effet de faciliter les déplacements et ainsi améliorer l'accessibilité globale des résidents, celles-ci génèrent néanmoins des impacts locaux. En plus des impacts négatifs liés à la santé, la proximité des grands axes routiers a pour effet de contribuer à une dévalorisation des valeurs variant entre 6% et 14% selon le type d'infrastructures considérées. Les coûts liés aux infrastructures routières se répercutent ainsi sur les valeurs foncières.

Ces résultats sont largement cohérents avec la littérature. Par exemple, pour les villes de Seattle (Washington, USA – Kilpatrick et al., 2009) et de San Diego (Californie, USA – Duncan, 2011), les analyses montrent que les résidences situées le long des autoroutes se vendent moins cher que les autres résidences. Haider et Miller (2000) montrent que la proximité aux autoroutes à Toronto entraîne un impact négatif, alors que cette prime négative peut atteindre 18% selon Higgins et Kanaroglou (2018).

Le fait que des impacts mesurés soient plus importants pour les boulevards urbains pose un réel défi au niveau de l'aménagement du territoire. La construction de murs antibruit afin de diminuer l'impact du bruit à proximité des autoroutes est difficile à appliquer pour ces infrastructures. Il est plutôt difficile d'isoler complètement les boulevards et certains axes majeurs du reste de la ville, du moins d'un point de vue urbanistique. Puisque la plupart des boulevards sont situés en zone urbaine, il importe de repenser comment mieux connecter les villes aux banlieues tout en diminuant les externalités négatives liées à une trop grande proximité.

## CONCLUSION

Le présent article avait pour but d'évaluer l'impact de la proximité aux infrastructures routières majeures sur les valeurs résidentielles unifamiliales. Le défi empirique consiste à isoler les effets nuisibles par rapport à l'effet positif lié à une meilleure accessibilité. Afin d'éviter les problèmes de corrélation trop importants entre les variables indépendantes d'un modèle de prix hédonique, une approche par appariement (matching) est effectuée en comparant les valeurs de résidences traitées, subissant une nuisance sonore supérieure à 55 dBA, aux résidences contrôles, subissant une nuisance sonore inférieure à 30 dBA. En tenant compte de l'évolution nominale des prix, les transactions effectuées sur le territoire de la ville de Québec, incluant Ancienne-Lorette et Saint-Augustin-de-Desmaures, entre 1993 et 2004 sont utilisées afin d'estimer la prime négative liée à la proximité aux principaux axes routiers.

Les résultats montrent que l'effet de nuisance lié à la (trop grande) proximité varie entre 6% et 14% du prix moyen (en valeur de 1993). L'impact minimum étant noté pour les routes majeures numérotées,

alors que l'impact maximum est enregistré pour les boulevards urbains de 4 voies. L'impact de la proximité aux autoroutes entraîne une baisse moyenne d'un peu plus de 10% de la valeur des résidences. Ces résultats soulignent les impacts négatifs liés à la proximité des infrastructures routières et montrent que si, globalement, ces infrastructures permettent d'améliorer l'accessibilité des résidents, elles entraînent néanmoins des impacts négatifs locaux. Ce constat pose la question de l'iniquité environnementale, liée au développement d'infrastructures routières, ainsi que de l'impact potentiel sur l'iniquité économique qui pourrait résulter d'une hausse des impacts négatifs, liés notamment à la hausse de la circulation et du nombre de voitures sur les routes.

L'ajout d'infrastructures permettant de limiter l'impact du bruit sur les valeurs immobilières, une restructuration des boulevards en des structures moins rapides et moins bruyantes, ou encore le développement du transport en commun pourraient possiblement être des options intéressantes afin de limiter ces formes d'iniquités. Des travaux permettant d'évaluer le rapport coût-bénéfice de la construction de telles infrastructures s'avèrent une piste de recherche intéressante afin de vérifier si les pertes encourues par la proximité aux routes peuvent être contrebalancées d'une certaine manière.

## RÉFÉRENCES

- ADEC (2014). *Évaluation des coûts de la congestion routière dans la région de Montréal pour les conditions de référence de 2008*, Les conseillers ADEC inc., 58 p.
- Anselin, L. & Lozano-Gracia, N. (2008). Errors in Variables and Spatial Effects in Hedonic House Price Models of Ambient Air Quality, *Empirical Economics*, 34: 5-34.
- Antonakis, J., Bendahan, S., Jacquart, P. & Lalive, R. (2010). On Making Causal Claims: A Review and Recommendations, *The Leadership Quarterly*, 21: 1086-1120.
- Babisch, W. (2005). Noise and health, *Environmental Health Perspectives*, 113 (1): A14-5.
- Babisch, W., Beule, B., Schust, M., Kersten, N. & Ising, H. (2005). Traffic Noise and Risk of Myocardial Infarction, *Epidemiology*, 16(1):33-40.
- Bateman, I., Day, B., Lake, I. & Lovett, A. (2001). The Effect of Road Traffic on Residential Property Values: A Literature Review and Hedonic Pricing Study, s. d., 207.
- Belleau-Arsenault, C. & Dubé, J. (2019). Quels impacts de l'aide financière sur la performance des établissements manufacturiers en régions non-métropolitaines? Une réponse par méthode d'appariement spatial, *Revue canadienne de science régionale*, 43(1/3): 11-23.
- Bertrand N.F. (1997). *Meta-analysis of studies of willingness to pay to reduce traffic noise*. Msc dissertation, University College, London.
- Biba, G., Villeneuve, P. Y., Thériault, M. & Des Rosiers, F. (2007). Formes commerciales et mobilité à Québec: quelle organisation spatiale?, *Cahiers de Géographie du Québec*, 51(144): 399-418.
- Boarnet, M.G. & Chalermpong, S. (2001). "New Highways, House Prices, and Urban Development: A Case Study of Toll Roads in Orange County, CA". *Housing Policy Debate* 12(3): 575-604.
- Boucq, E. & Papon, F. (2008). Assessment of the Real Estate Benefits due to Accessibility Gains brought by a Transport Project: The Impacts of a Light Rail Infrastructure Improvement in the Haut-de-Seine Department, *European Transport*, 40: 51-68.
- Brandt, S. & Maennig, W. (2011). "Road noise exposure and residential property prices: Evidence from Hamburg". *Transportation Research Part D: Transport and Environment* 16 (1): 23-30.

- Bryson, J., Ingram, D., & Daniels, P. (1999). Evaluating the Impact of Business Service Expertise and Business Links on the Performance of SMEs in England, *ESRC Centre for Business Research*, Cambridge, 20 (2): 95-105.
- Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching, *Journal of Economic Surveys*, 22 (1): 31-72.
- Cameron, A.C., & Trivedi, P.K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*, New-York, Cambridge University Press.
- Case, K.E. & Shiller, R.J. (1987). Prices of Single-Family Homes since 1970: New Indexes for Four Cities, *New England Economic Review*, Sept./Oct.: 45-56.
- Chasco, C. & Le Gallo, J. (2015). Heterogeneity in Perception of Noise and Air Pollution: A Spatial Quantile Approach on the City of Madrid, *Spatial Economic Analysis*, 10(3): 317-343.
- Chay, K.Y. & Greenstone, M. (2005). Does Air Quality Matter? Evidence from the Housing Market, *Journal of Political Economy*, 113(2): 376-424.
- Chen, H., Rufolo, A. & Dueker, K.J. (1997). Measuring the Impact of Light Rail Systems on Single Family Home Values: A Hedonic Approach with GIS Application, Discussion Paper 97-3, Centre for Urban Studies, 12 p.
- Clark, N.A., Demers, P.A., Karr, C.J., Koehoorn, M., Lencar, C., Tamburic, L. & Brauer, M. (2010). Effect of Early Life Exposure to Air Pollution on Development of Childhood Asthma, *Environmental Health Perspectives*, 118 (2): 284-290.
- da Schio, N., Boussauw, K. & Sansen, J. (2018). Accessibility Versus Air Pollution: A Geography of Externalities in the Brussels Agglomeration, *Cities*, 84: 178-189.
- Des Rosiers, F., Dubé, J. & Thériault, M. (2011). "Hedonic Price Modelling: Measuring Urban Externalities in Quebec." Dans Thériault, M. et Des Rosiers, F. (eds.) *Modelling Urban Dynamics: Mobility, Accessibility and Real Estate Value*, London: ISTE-Wiley: 255-283.
- Des Rosiers, F., Thériault, M., Voisin, M. & Dubé, J. (2010). Does The Overall Quality in The Supply of an Urban Bus Service Affect House Prices – A North-American Case Study, *International Journal of Sustainable Transportation*, 4(6): 321-346.
- Devaux, N., Dubé, J. & Apparicio, P. (2017). Anticipation and Post-Construction Impact of a Metro Extension on Residential Values: The case of Laval (Canada), 1995-2013, *Journal of Transport Geography*, 62(2017): 8-19.
- Dipasquale, D. (1999). Why Don't We Know More About Housing Supply?, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18(1): 9-23.
- Dubé, J., Legros, D., Thériault, M. & Des Rosiers, F. (2014). A Spatial Difference-in-Differences Estimator to Evaluate the Effect of Change in Public Mass Transit Systems on House Prices, *Transportation Research Part B*, 64: 24-40.
- Dubé, J., Thériault, M. & Des Rosiers, F. (2013). Commuter Rail Accessibility and House Values: The Case of the Montréal South Shore, Canada, 1992-2009, *Transportation Research Part A*, 54: 49-66.
- Dubé, J., Des Rosiers, F., Thériault, M. & Dib, P. (2011). Economic Impact of a Supply Change in Mass Transit in Urban Areas: A Canadian Example, *Transportation Research Part A*, 45(1): 46-62.
- Dubé, J., Voisin, M., Thériault, M. & Des Rosiers, F. (2012). La perception spatio-temporelle de l'accessibilité automobile aux services urbains: Mesures pour la ville de Québec, 1993-2004, *Cybergeo: European Journal of Geography* [En ligne], Systèmes, Modélisation, Géostatistiques, article 623, mis en ligne le 26 novembre 2012, URL: <http://cybergeo.revues.org/25571>; DOI: 10.4000/cybergeo.25571.
- Duncan, M. (2011). The Synergetic Influence of Light Rail Stations and Zoning on Home Prices, *Environment and Planning A*, 43(9): 2142-2152.
- Evans, G.W. & Maxwell, L. (1997). Chronic Noise Exposure and Reading Deficits The Mediating Effects of Language Acquisition, *Environment and Behavior*, 29 (5): 638-656.
- Gamble H.B., Sauerlender, O.H. & Langley, C.J. (1974). Adverse and Beneficial Effects of Highways on Property Values, *Transportation Research Record*, 508: 37-48
- Gatzlaff, D.H. & Ling, D.C. (1994). Measuring Changes in Local House Prices: An Empirical Investigation of Alternative Methodologies, *Journal of Urban Economics*, 35(2): 221-244.
- Haider, M. & Miller, E.J. (2000). Effects of Transportation Infrastructure and Locations on Residential Real Estate Values: Application of Spatial Autoregressive Techniques, *Transportation Research Record*, 1722, Paper no.00-0641, 8 p.
- Higgins, C.D., & Kanaroglou, P.S. (2018). Rapid Transit, Transit-oriented Development, and the Contextual Sensitivity of Land Value uplift in Toronto, *Urban Studies*, 55(10): 2197-2225.
- Higgins, C.D., Sweet, M.N. & Kanaroglou, P.S. (2018). All Minutes are not Equal: Travel time and the Effects of Congestion on Commute Satisfaction in Canadian Cities, *Transportation*, 45(5): 1249-1268.
- Higgins, C.D., Adams, M.D., Réquia, W.J. & Mohamed, M. (2019). Accessibility, Air Pollution, and Congestion: Capturing Spatial Trade-offs from Agglomeration in the Property Market, *Land Use Policy*, 84: 177-191.
- Hosmer, D. W., Hosmer, T., Le Cessie, S., & Lemeshow, S. (1997). A comparison of goodness-of-fit tests for the logistic regression model, *Statistics in Medicine*, 16 (9): 965-980.
- Institut National de Santé Publique du Québec (2015). *Avis sur une politique québécoise de lutte au bruit environnemental: pour des environnements sonores sains*, Publication no. 2048, Bibliothèque et archives nationales du Québec, 239 p.
- Jakovljevic, B., Paunovic, K., & Belojevic, G. (2009). Road-traffic noise and factors influencing noise annoyance in an urban population, *Environment international*, 35 (3): 552-556.
- Kilpatrick, J.A., Throupe, R.L., Carruthers, J.I. & Krause, A. (2009). The Impact of Transit Corridor on Residential Property Values, *Journal of Real Estate Research*, 29(3): 303-320.
- Kim, C.W., Phipps, T.T. & Anselin, L. (2003). Measuring the Benefits of Air Quality Improvement: A Spatial Hedonic Approach, *Journal of Environmental Economics and Management*, 45: 24-39.
- Kim, K.S., Sung J.P. & Kweon, Y.-J. (2007). Highway traffic noise effects on land price in an urban area, *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 12 (4): 275-280.
- Kopsch, F. (2016). The Cost of Aircraft Noise – Does It Differ from Road Noise? A Meta-Analysis, *Journal of Air Transport Management*, 57(October): 138-42.
- Lacroix, G. & Santarossa, G. (2003). *L'impact des regroupements municipaux sur le fardeau fiscal et la valeur des propriétés résidentielles au Québec, 1992-1999*, Cahier de recherche 2003s-56, CIRANO, Montréal, Québec, 44 p.
- Ladd, H.F. & Bradbury, K.L. (1988). City Taxes and Property Tax Bases, *National Tax Journal*, 41(4): 503-523.
- Langley, C.J. (1976). Adverse impacts of the Washington beltway on residential property values, *Land Economics*, 52 (1): 54-65.
- Le Boennec, R. & Salladarré, F. (2017). The Impact of Air Pollution and Noise on the Real Estate Market. The case of the 2013 European Green Capital: Nantes, France, *Ecological Economics*, 138: 82-89.

- Lecocq, A., Ammi, M., & Bellarbre, É. (2014). Le score de propension : un guide méthodologique pour les recherches expérimentales et quasi expérimentales en éducation, *Mesure et évaluation en éducation*, 37 (2) : 1-69.
- Long, J.S. & Freese, J. (2014). *Regression Models for Categorical Variables using Stata* (3<sup>rd</sup> Edition), Stata Press, College Station, Texas, 589 p.
- Lopez, A.D., Mathers, C.D., Ezzati, M., Jamison, D.T. & Murray, C.J.L. (2006). *Global Burden of Disease and Risk Factors*. Washington, DC & New York, The World Bank & Oxford University Press.
- Ling, D.C. & McGill, G.A. (1992). Measuring the Size and Distributional Effects of Homeowner Tax Preferences, *Journal of Housing Research*, 3(2): 273-303.
- Litman, T. (2009). *Transport Cost and Benefit Analysis – Techniques, Estimates and Implications*, Second Edition, Victoria Transport Policy Institute.
- Ministère des Affaires municipales et de l'Occupation du territoire (MAMOT) (2016). *ÉVAstat2016: Statistiques annuelles sur l'évaluation foncière municipale au Québec*, Publications du Québec, Québec, 17 p.
- Maschke, C., Harder, J., Ising, H., Hecht, K. & Thierfelder, W. (2002). Stress Hormone Changes in Persons Exposed to Simulated Night Noise, *Noise and Health*, 5 (17): 35.
- Michaud, D. S., Keith, S.E. & McMurchy, D. (2008). Annoyance and Disturbance of Daily Activities from Road Traffic Noise in Canada, *The Journal of the Acoustical Society of America*, 123 (2): 784-792.
- Navrud, S. (2000). Economic Benefits of a Program to Reduce Transportation and Community Noise – A Contingent Valuation Survey, *Proceedings of Internoise*, 2000, Nice, France.
- Nelson, J.P. (2008). "Hedonic Property Value Studies of Transportation Noise: Aircraft and Road Traffic." In Baranzini, A., Ramirez, J., Chaerer, C. & Thalmann, P. (Eds.). *Hedonic Methods in Housing Markets*, New York, NY: Springer New York: 57-82.
- Nelson JP (1982). Highway noise and property values: a survey of recent evidence, *Journal of Transport Economics and Policy*, 16: 117-138.
- Nikolaos, K., Dimitra, V. & Agapi, X. (2011). Real estate values and environment: A case study on the effect of the environment on residential real estate values, *International Journal of Academic Research*, 3(1): 861-868.
- Oh, I., Lee, J.-D., Heshmati, A. & Choi, G.-G. (2009). Evaluation of Credit Guarantee Policy Using Propensity Score Matching, *Small Business Economics*, 33 (3): 335-351.
- Öhrström, E., Skånberg, A., Svensson, H. & Gidlöf-Gunnarsson, A. (2006). Effects of Road Traffic Noise and the Benefit of Access to Quietness, *Journal of Sound and Vibration*, 295 (1): 40-59.
- Öhrström, E. & Skånberg, A. (2004). Sleep Disturbances From Road Traffic and Ventilation Noise – Laboratory and Field Experiments, *Journal of Sound and Vibration*, 271 (1): 279-296.
- Organisation mondiale de la santé. (2011). *Burden of disease from environmental noise – Quantification of healthy life years lost in Europe*. Bonn, Allemagne.
- Passchier-Vermeer, W. & Passchier, W. F. (2000). Noise Exposure and Public Health, *Environmental health perspectives*, 108 (Suppl 1): 123.
- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Market: Product Differentiation in Perfect Competition, *Journal of Political Economy*, 82(1): 34-55.
- Rosenbaum, P.R. & Rubin, D.B. (1983). The Central Role of the Propensity score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika*, 70: 41-55.
- Rubin, D.B. (1973). Matching to Remove Bias in Observational Studies, *Biometrics*, 29: 544-559.
- Rubin, D.B. (1974). Estimations Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies, *Journal of Educational Psychology*, 66: 688-701.
- Ryan, S. (2005). The Value of Access to Highways and Light Rail Transit: Evidence for Industrial and Office Firms, *Urban Studies*, 42(4): 751-764.
- Ryan, S. (1999). Property Values and Transportation Facilities: Finding the Transportation-land use Connection, *Journal of Planning Literature*, 13(4): 412-427.
- Sabbah, W., Watt, R.G., Sheiham, A. & Tsakos, G. (2008). Effects of Allostatic Load on the Social Gradient in Ischaemic Heart Disease and Periodontal Disease: Evidence from the Third National Health and Nutrition Examination Survey, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 62 (5): 415-420.
- Seo, K., Golub, A. & Kuby, M. (2014). Combined Impacts of Highways and Light Rail Transit on Residential Property Values: A Spatial Hedonic Price Model for Phoenix, Arizona, *Journal of Transport Geography*, 60: 278-281.
- Seo, K., Golub, A. & Kuby, M. (2017). Corrigendum to Combined Impacts of Highways and Light Rail Transit on Residential Property Values: A Spatial Hedonic Price Model for Phoenix, Arizona, *Journal of Transport Geography*, 60: 278-281.
- Seo, K., Golub, A., Kuby, M. & Golub, A. (2017). Hedonic Modelling of Commercial Property Values: Distance Decay from the Links and Nodes of Rail and Highways Infrastructure, *Transportation*, 41(6): 1-24.
- Smersh, G.T. & Smith, M.T. (2000). Accessibility Changes and Urban House Price Appreciation: A Constrained Optimization Approach to Determining Distance Effects, *Journal of Housing Economics*, 9: 187-196.
- Smith, V.K. & Huang, J.C. (1993). Hedonic Models and Air Pollution: twenty-five years and Counting, *Environmental and Resource Economics*, 3(4): 381-394.
- Theebe, M.A.J. (2004). Planes, Trains, and Automobiles: the Impact of Traffic Noise on House Prices, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 28 (2-3): 209-234.
- Tremblay-Racicot, F. (2019). La loi fondamentale de la congestion routière et l'efficacité des interventions publiques visant à réduire la congestion, *Le Climatoscope*, 1: 85-89.
- Van den Berg, M. & al. (2003). *Position paper on dose-effect relationships for night time noise*. Brussels, European Commission Working Group on Health and Socio-Economic Aspects. Bruxelles: Commission Européenne.
- Vandersmissen M-H. (2008) Modes de transport et territoires pratiqués en solo par les adolescents de la région urbaine de Québec, *Enfance famille génération*, 8. [en ligne] <http://www.erudit.org/revue/efg/2008/v/n8/018491ar.html>
- Ville de Québec (2017). *Budget 2017: Fonctionnement et investissement en bref*, 20 p.
- Ville de Montréal (2017). *Budget de fonctionnement en bref*, 16 p.
- Wilhelmsson, M. (2000). The Impact of Traffic Noise on the Values of Single-family Houses, *Journal of Environmental Planning and Management, Taylor & Francis Journals*, 43(6): 799-815.
- Yiu, C.Y. & Wong, S.K. (2005). The Effects of Expected Transport Improvements on Housing Prices, *Urban Studies*, 42(1): 113-125.