

**LES INTERACTION STRATÉGIQUES DANS LES DÉPENSES PUBLIQUES
DES MUNICIPALITÉS DE LA RÉGION MÉTROPOLITAINE DE MONTRÉAL.**

Rapport de recherche soumis en vue de l'obtention
du grade de M.Sc. en sciences économiques

Par
Laurent Clark

Département de sciences économiques
Université de Montréal
22 octobre 2007

Sommaire

Cette étude tente de déterminer s'il existe de l'étalonnage entre les municipalités de la région métropolitaine de Montréal. Afin de déterminer si nous sommes en présence de mimétisme, nous utilisons les dépenses des municipalités de la région de Montréal en panel de 1990 à 2000. Trois matrices de pondération spatiale ont été utilisées, la première est celle de voisin si frontière commune, la deuxième en est une de distance en kilomètre, alors que la troisième en est une de distance en kilomètre seulement pour les voisins linguistiques. Les techniques de calcul sont l'utilisation de panel dynamique avec effet fixe ainsi que l'estimateur MMG d'Arrelano-Bond. On trouve qu'il existe du mimétisme pour certaines dépenses visibles telles celles en parc et terrain de jeux ou pour les dépenses totales, alors qu'on démontre des débordements pour les dépenses en enlèvement de la neige, en transport en commun ainsi qu'en police.

TABLE DES MATIÈRES

Sommaire	2
Liste des tableaux.....	4
Liste des graphiques.....	5
Introduction.....	6
Section 1.....	7
Revue des études antérieures	7
Cadre analytique	16
Section 2.....	18
Hypothèse et méthodologie.....	18
Descriptions des données.....	24
Section 3.....	38
Résultats	38
Conclusion	54
Bibliographie.....	55
Annexes.....	57
Liste des municipalités.....	57
Test pour les dépenses en ordures.....	58
Test pour les dépenses en enlèvement de la neige.....	61
Test pour les dépenses en Parc et Terrain de jeux	64
Test pour les dépenses en transport en commun.....	67
Test pour les dépenses en Police.....	70
Test pour les dépenses totales	73

Liste des tableaux

Tableau 1 Revue des études antérieures	8
Tableau 2 Description des différentes variables explicatives	20
Tableau 3 Synthèse des problèmes généralement reliés à l'utilisation de l'économétrie spatiale Anselin (1998)	23
Tableau 4 description des variables dépendantes	26
Tableau 4 Description des données en statistiques	33
Tableaux 5 Présentation des résultats des régressions sur la collecte d'ordures	38
Tableaux 6 Présentation des résultats des régressions sur l'enlèvement de la neige	41
Tableaux 7 Présentation des résultats des régressions sur les dépenses en parc et terrain de jeux	43
Tableaux 8 Présentation des résultats des régressions sur les dépenses en transport en commun	46
Tableaux 9 Présentation des résultats des régressions sur les dépenses en police	48
Tableaux 10 Présentation des résultats des régressions sur les dépenses totales	50

Liste des graphiques

Graphique 1 Répartition des dépenses des municipalités de la région de Montréal pour l'année 1999 par catégorie	25
Graphique 2 Évolution des dépenses réelles per capita en collecte et élimination des ordures par région administrative autour de Montréal de 1990 à 2000	27
Graphique 3 Évolution des dépenses réelles per capita en transport en commun par région administrative autour de Montréal de 1990 à 2000	28
Graphique 4 Évolution des dépenses réelles per capita en parcs et terrains de jeux par région administrative autour de Montréal de 1990 à 2000.	29
Graphique 5 Évolution des dépenses réelles per capita en enlèvement de la neige par région administratives autour de Montréal de 1990 à 2000.....	30
Graphique 6 Évolution des dépenses réelles per capita pour la police par région administratives autour de Montréal de 1990 à 2000	31
Graphique 7 Évolution des dépenses totales réelles per capita par région administratives autour de Montréal de 1990 à 2000	32
Graphique 8 Évolution de la proportion de francophones dans la population par région administrative autour de Montréal de 1990 à 2000	35
Graphique 9 Proportion de francophone par municipalité regroupée selon le quintile du revenu réel moyen en 1996	36
Graphique 10 évolution de la proportion de gens âgés de 65 ans et plus et ceux de 14 et moins dans les municipalités de la région de Montréal entre 1990 et 2000	37

Introduction

Lorsqu'en 2001, le débat sur les fusions faisait rage à Montréal, d'un côté, on vantait les vertus des économies d'échelle d'une ville unifiée¹ alors que, de l'autre, on clamait l'hétérogénéité des préférences². Il est bien connu que la décentralisation est plus efficace en présence d'hétérogénéité dans les préférences, mais est-ce bien toujours le cas s'il y a des interactions stratégiques entre les municipalités? D'une part, il y a interactions lorsque les dépenses engendrent des externalités. Ces externalités mènent à des débordements (spillover), ce qui peut, lorsqu'il s'agit d'externalités positives, réduire le niveau de dépense. D'autre part, l'étalonnage (yardstick competition) permet aux électeurs de juger la performance de leurs élus. Cette pratique mène les gouvernements à adopter une certaine forme de mimétisme vis-à-vis leurs voisins. Ainsi, le but de cette analyse est de vérifier empiriquement s'il existe du mimétisme pour l'ensemble des dépenses municipales et pour cinq dépenses spécifiques (déchets, enlèvement de la neige, parcs et terrain de jeux, transport en commun ainsi que pour la police) pour 104 municipalités de la région métropolitaine de Montréal de 1990 à 2000.

Nous procédons tout d'abord à une revue des écrits ainsi qu'une description du cadre analytique à la section 1. Cette section sera suivie de celle portant sur hypothèses de travail et de la méthodologie ainsi que la description des données utilisées alors que la section 3 est consacrée à la présentation et à l'analyse des résultats obtenus.

¹ http://www.mamr.gouv.qc.ca/accueil/livre_blanc_2000/documents/montreal/rap_mand_ber.pdf

² <http://www.vrm.ca/documents/SyntheseAtelier10mai2005.pdf>

Section 1

Revue des études antérieures

L'étude pionnière lorsqu'on parle d'interactions stratégiques dans les dépenses est celle de *Case, Hines et Rosen* (1993). On y définit les concepts et on calcule qu'une augmentation de 1 \$ per capita chez les voisins amène une augmentation de 70 cents dans les dépenses. En 2003, *Brueckner* produit une recension des études publiées depuis 1993 et synthétise la nature du problème ainsi que les techniques d'estimations. Par la suite, *Redoano*(2003), *Redoano*(2007) et *Foucault, Madiès et Paty* (2007) raffinent les techniques et trouvent des résultats similaires pour différentes régions et différents gouvernements. Parmi les autres études résumées, on retrouve celle de *Schaltegger et Küttel*(2001) qui aborde des questions un peu plus précise sur la relation entre démocratie et interaction stratégique ainsi que celle de *Hanes*(2002) qui discute des interactions en matière de service de secours.

On retrouve au tableau 1 la revue de différentes études antérieures pertinentes à la notre.

Tableau 1 Revue des études antérieures sur le mimétisme des dépenses publiques

Auteurs et année de publication	Années et régions traitées	Variables et Données	Méthodologie	Résultats
Case Hines et Rosen 1993	États américains de 1970 à 1985	Les différentes variables indépendantes sont revenu, revenu au carré, subvention, densités, vieux, jeunes et noirs. Elles sont tirées du « personal consumption expenditure » et sont en terme réel (année de base 1982) et en per capita. Alors que les variables indépendantes (différentes régressions) sont santé, autoroutes, administration et éducation.	$Y_{it} = \beta X_{it} + \alpha_i + \gamma_j t + \epsilon_{it}$ <p>Plusieurs études économétriques avec des variables et données semblables à celle-ci, suggèrent l'utilisation d'effets individuels et de mesure de temps. Un problème survient malgré que le temps enlève quelques corrélations entre les erreurs, un choc peut toucher quelques voisins ce qui produit de la corrélation dans les dépenses des voisins qui peut paraître illusoire, les auteurs allouent donc la possibilité qu'il y ait corrélation dans les erreurs des voisins.</p> $U_t = \rho W U_t + \epsilon_t$ <p>Pour ce qui est du vecteur de pondération, les auteurs tentent avec ce vecteur de déterminer l'importance relative de chaque état sur les dépenses de l'état i.</p> <p>Ce vecteur optimal n'est pas calculable ils ont</p>	Les résultats confirment le « flypaper effect » Aussi, plus de vieux ou de noir réduit les dépenses dans les états. Le meilleur vecteur de pondération est celui des noirs. Somme toute une augmentation de 1 \$ per capita chez les voisins amène une augmentation de 70 cents.

Auteurs et année de publication	Années et régions traitées	Variables et Données	Méthodologie	Résultats
			<p>donc dû l'imposer. La première matrice est la distance entre les états, la deuxième matrice est celle de la proportion de noir et la troisième est en une économique.</p>	
SCHALTE GGER <i>et</i> KÜTTEL 2001	27 cantons de 1980 à 1997	<p>On fait 3 différentes régressions : dépenses, revenu total et revenu per capita. Les variables dépendantes sont population, proportion de la population vivant en milieu urbain, revenu réel per capita, idéologie politique, une variable pour l'autonomie (c'est le nombre de commune et une variable de démocratie direct.</p>	<p>L'économétrie est un peu plus simple dans cette étude. On pose hypothèse « iid » donc en pooling</p> <p>4 types de voisin 1 frontière commune 2 de richesse 3 de même région 4 de même population</p> <p>On crée aussi des variables d'interaction entre les variables de démocratie directe et d'autonomie avec la variable d'interaction stratégique.</p>	<p>La démocratie directe et l'autonomie fiscale est très importante dans les dépenses publiques, plus il y en a, plus les dépenses sont faibles. D'ailleurs, on trouve aussi que l'interaction entre mimétisme et démocratie directe est négative et significative.</p>
Hanes 2002	288 municipalités suédoises en 1996	<p>Dépenses en sécurités publiques comme variable dépendante en Per capita. Les variables explicatives sont la population, la superficie, le revenu, ville est dans une union municipale ou</p>	<p>Régression en coupe instantané en Maximum de vraisemblance. La matrice de pondération en est une de distance, où la diagonal = 0 et où l'élément ij est la distance entre i et j $1/d_{ij}$ si $d_{ij} < A$ 0 autrement</p> <p>Pas de standardisation dans cette étude, le débordement est proportionnellement</p>	<p>On découvre un coefficient négatif pour la compétition d'étalon, nous serions donc en présence d'externalité et donc de resquillage.</p>

Auteurs et année de publication	Années et régions traitées	Variables et Données	Méthodologie	Résultats
		non, les subventions de l'état, le taux de taxation et une dichotomique qui défini dans quel zone de risque la ville se trouve.	décroissant avec la distance. Zone de risque en guise de contrôle, capitale, métropole, ville du nord etc	
Brueckner 2003	Non applicable	NA	On revient sur les 3 principales difficultés d'estimation de la compétition d'étalon. Premièrement, le problème d'endogenéité. On relate les 3 solutions possibles (maximum de vraisemblance, Variable instrumental ou retard). Ensuite, on parle du problème de dépendance spatiale, des erreurs ce qui peut mener à des interactions où il n'y en a pas. Finalement, on aborde le problème de corrélation entre les X et les E_i . L'utilisation de donnée en panel règle ce problème.	NA
Foucault, Madiès, Foucault et Paty 2007	Municipalités françaises (50 000 et +) de 1983 à 2002. 90 municipalités	Les différentes variables indépendantes sont Taux de chômage, densité, cycle électoral l'affiliation politique ainsi qu'un retard pour enlever l'élément	Premièrement pour ce qui est du vecteur de pondérations, on retrouve dans cette étude un vecteur de distance euclidienne. $W=i/D_{ij}$ (distance entre municipalité i et j) et un vecteur d'affiliation politique où l'élément ij de la	Il y a de l'interaction stratégique entre les municipalités françaises pour les dépenses dites visibles (investissement et dépenses primaires) avec les 2 sortes de

Auteurs et année de publication	Années et régions traitées	Variables et Données	Méthodologie	Résultats
	pour 1800 observations	autorégressif. De leur côté, les variables dépendantes (différentes régressions) sont salaires, investissement dépenses d'opération et dépenses primaires. Ces données sont en terme réel et en per capita.	matrice = 1 si les 2 municipalités ont un maire du même parti. Ensuite, les auteurs font des régressions pour chaque type de dépenses sans vecteur de réaction. Ensuite ils font une régression avec le vecteur de pondération mais sans le compartiment autorégressif en vraisemblance. Finalement les dernières régressions incluent le retard dans les dépenses en utilisant l'estimateur MMG (de Arellano et Bond 1991).	matrices (politique et distance). Les gouvernements sont opportunistes avec le cycle électoral et il y a corrélation positive entre salaire et taux de chômage.
Michela Redoano 2003	Pays de l'union européenne de 1985 à 1995	Les variables indépendantes sont proportion de moins de 14 ans dans la population et celle de plus de 65 ans. La densité de la population, la proportion de la population vivant en milieu urbain, la proportion des dépenses publiques, des taxes et des investissements directs étrangers dans le PIB, proportion	La méthodologie employée par Redoano est semblable à celle de Case, Hines et Rosen. On utilise des effets individuels ainsi qu'un contrôle pour le temps qui prend la forme d'une tendance propre à chaque pays. Pour ce qui est de la matrice de pondération, on en utilise 3, une de distances (semblables à Case et Al), une de PIB et une de distance face aux leaders toujours en fonction de la richesse.	Pour toutes les dépenses et taxe, le cycle électoral est très fort et significatif. Éducation 1 \$ de plus en dépenses amène une augmentation de 40 cents chez les voisins. Santé peu d'impact des voisins mais plutôt de la richesse. Bien être social un peu d'interaction géographique. Pour la

Auteurs et année de publication	Années et régions traitées	Variables et Données	Méthodologie	Résultats
		<p>relative du PIB au PIB américain, une variable de contrôle pour affiliation politique et une dichotomique qui marque le cycle électoral.</p> <p>Au niveau des variables dépendantes (différentes régressions) on retrouve les dépenses en santé, éducation défense et bien être social. Puis pour le côté taxation c'est impôt personnel sur le revenu et l'impôt corporatif.</p>	<p>Donc $Y_{it} = \beta X_{it} + \alpha_i + \gamma_j + \epsilon_{it}$</p> <p>Cependant 2 problèmes surviennent : l'endogénéité et l'erreur de dépendance spatiale. Le premier problème amènerait le simple MCO à donner des estimateurs inconsistants on propose donc 3 solutions :</p> <ol style="list-style-type: none"> 1^{er} Utiliser la forme réduite avec des maximums de vraisemblance 2^e utiliser une VI 3^e l'interaction a lieu avec un retard <p>Pour ce qui du problème de dépendance spatiale des erreurs, Si les voisins subissent des chocs corrélés ca peut amener une fausse corrélation. On propose ici encore 3 solutions</p> <ol style="list-style-type: none"> 1^{er} comme Case et Al, erreur tel que $U_t = \rho W U_t + \epsilon_t$ 2^e VI 3^e le faire avec hypothèse d'indépendance et faire des tests par la suite. 	<p>défense, pour la matrices richesse et leader, c'est très fort .95 \$ par dollar et négatif pour voisin géographique -0,65.</p>

Auteurs et année de publication	Années et régions traitées	Variables et Données	Méthodologie	Résultats
			Puis pour contrer l'autocorrelation dû à la persistance des données on inclut un y_{it-1} .	
Redoano 2007	Pays de l'Europe de l'ouest de 1970 à 1999	<p>Variables indépendantes : dépenses totales, santé, éducation et défense.</p> <p>Variables indépendantes :</p> <p>Socio démographiques : population totale, proportion de jeunes, de vieux et de femmes</p> <p>Économiques : PIB per capita, proportion des échanges internationaux dans sur le PIB et proportion des IDE.</p> <p>Politiques : dichotomique électorale, dichotomique si le pays est dans L'UE, et proportion de femmes au parlement.</p>	Similaire à <i>Redoano</i> (2003)	<p>Les pays membres de l'union Européenne sont plus interdépendants.</p> <p>La compétition d'étalon est plus importante en période électorale.</p>

Auteurs et année de publication	Années et régions traitées	Variables et Données	Méthodologie	Résultats
Sandy Fréret_ et Paul Elhorst† 2006	Départements français de 1992 à 2000	Les différentes régressions sont en éducation, en intervention économique, en autoroute et en dépenses sociales. Les variables indépendantes sont densités, taux de chômage, proportion d'utilisateur des biens publiques. Il y a aussi revenu et le niveau de taxation	Au niveau de la méthodologie, la technique est relativement similaire aux autres études. L'utilisation de panel dynamique différencié est utilisée afin de contrer le problème de corrélation entre les erreurs et les effets fixes.	On démontre la présence de compétition d'étalon entre les départements français.

Pionnière dans le domaine, l'étude de *Case et Al (1993)* introduit les concepts de base. Les auteurs débutent par redéfinir la règle de Samuelson d'allocation efficace des dépenses publiques pour ensuite y intégrer le concept de débordement. Les auteurs étudient 3 types de débordements, en infrastructures, en éducation et en transferts sociaux³. Lorsque nous sommes en présence de débordement, les agents sont susceptibles de resquillés. Voilà pourquoi le niveau de dépenses publiques devient un équilibre de Nash qu'il faut trouver empiriquement. L'impact des dépenses des municipalités voisines sur la sous-jacente pourrait aussi être dû aux électeurs mal informés qui jugent les performances de leurs élus face à celle des voisins, ce qu'on appelle l'étalonnage.

En 2003, Brueckner publie une recension des études publiées depuis 1993. On y fait l'évolution des concepts ainsi qu'une bonne synthèse de la méthodologie. C'est dans ce contexte que plusieurs autres études ont tenté de trouver des résultats similaires. Ainsi, Redoano (2003) calcule empiriquement les trois différents types d'interactions stratégiques que sont l'étalonnage, les débordements et la compétition fiscale. Ce qui est innovateur dans cette étude, selon l'auteure, c'est qu'il s'agit de la première étude à examiner autant les taxes que les dépenses. Il s'agit aussi de la première étude à utiliser des pays européens comme observations. L'auteure récidive en 2007 avec une approche très similaire, mais avec d'autres calculs et plus d'années.

En 2007 sera publiée l'étude de Foucault et al sur l'étalonnage pour les municipalités françaises. Trois éléments rendent cette recherche intéressante. Premièrement, peu d'études s'intéressent à la France étant donné la difficulté de récolter les données. Ensuite, cette étude est la première à utiliser le panel pour tester le mimétisme pour des municipalités. Finalement, cette étude est aussi la première à calculer l'interaction dans des pays unitaires (vs fédéraux).

Schaltegger et Küttel (2001), pousse la réflexion un plus loin dans leur étude. Les auteures s'interrogent s'il y a mimétisme ou non, cependant ils posent d'autres questions.

³ "Welfare payments to poor residents. Pauly (1973)

Est-ce que la démocratie directe et l'autonomie jouent un rôle dans les dépenses et dans le mimétisme?

Finalement, l'étude de Hanes publiée en 2002 est importante à l'analyse du mimétisme dans la mesure où l'étude se concentre sur les dépenses en sécurité publique et service de secours. Particulièrement pour ce type de dépenses, des débordements peuvent survenir étant donné que ces services bénéficient pas seulement à la juridiction de la ville mais bien à l'ensemble de la région.

Cadre analytique

Il existe deux grands types d'interactions stratégiques entre les dépenses des entités gouvernementales.

Premièrement, de par leur nature de non exclusion et de non rivalité, les biens publics sont sujets à des effets de débordements. Il y a débordement lorsqu'un bien public propre à une communauté crée des externalités (autant positives que négatives) pour les communautés voisines (nous définirons le terme voisin un peu plus loin dans cette section). Selon *Case Hines et Rosen (1993)*, il existe 3 types de débordements : d'infrastructure, c'est-à-dire l'utilisation par les voisins des infrastructures locales, de compétition, par exemple un état voisin qui formerait des travailleurs pourrait attirer des entreprises et d'altruisme, par exemple, des contribuables peuvent se sentir bien sachant que les voisins ont un filet social adéquat. Dans cette mesure le niveau de dépenses publiques devient donc un équilibre de Nash qui généralement amène ces dépenses sous leur niveau optimal.

Le deuxième type d'interaction stratégique est appelé dans la littérature le « yardstick competition » que nous traduirons librement par étalonnage. Il s'agit d'un problème du type principal agent. Les électeurs mal informés juge la performance de leur élus par rapport à ce que font les gouvernements voisins. Les électeurs ont la chance à chaque élection de sanctionner les gouvernements non performants. Dans cette mesure, les

gouvernements, désireux de se faire réélire, procéderont à des dépenses justifiées ou pas qu'on peut qualifier de mimétisme. L'étalonnage est, selon *Case et Al* (1993) l'hypothèse la plus plausible pour le mimétisme.

En raison de l'impossibilité de mesurer les externalités des biens publics d'une municipalité pour les autres communautés, nous concentrerons notre analyse sur l'étalonnage. Nous pourrions tout de même interpréter un coefficient négatif de compétition d'étalon comme une tentative de resquillage de la part des municipalités.

Ainsi on peut définir la fonction de réaction d'une municipalité aux dépenses des autres comme suit :

$$Y_{it} = F(X_{it}, Y_{jt})$$

Avec Y_{it} le vecteur des dépenses publiques d'une municipalité i en temps t . Y_{jt} est le vecteur de dépenses des autres municipalités et X_{it} est la matrice de variables sociodémographiques. Ce ne sont pas les dépenses de toutes les autres municipalités qui influencent celle de i , mais bien celle de ses voisins.

Dans ce type de recherche, le terme voisin ne désigne pas nécessairement proche ou ayant une frontière commune, mais plutôt analogue ou semblable. Ainsi, suivant une méthodologie que nous expliquerons à la section suivante, nous tenterons de trouver la manière optimale de définir voisin, que ce soit avec des facteurs géographiques comme la distance et les frontières ou avec des variables de communication comme la langue.

Section 2

Hypothèse et méthodologie

L'hypothèse fondamentale de ce type de recherche empirique est qu'il existe des interactions entre les élus et les citoyens générées par une asymétrie d'information. Cette asymétrie se reflète dans le fait que les citoyens jugent la performance de leur élu par rapport aux décisions des élus des municipalités voisines. Voilà pourquoi un gouvernement soucieux de se faire réélire tentera de copier ou d'effectuer du mimétisme dans les dépenses publiques.

L'interaction a lieu entre une municipalité et ses voisins. C'est dans cette mesure que le vecteur de dépenses des autres municipalités, qui est utilisé comme variable dépendante, doit être pondéré de sorte que ce ne soit que les voisins qui interagissent.

La première matrice de pondération que nous utilisons pour définir la notion de voisin est plutôt classique. La matrice W est définie comme suit : l'élément $W_{ij}=1/(\text{somme des voisins de } i)$ si i et j sont voisins, 0 sinon ou lorsque l'élément $W_{ii}=0$. Une standardisation de premier ordre est nécessaire pour obtenir une interprétation directe du coefficient.

La deuxième matrice de pondération utilisée en est une de distance géographique. Utilisant le calculateur de distance du ministère des transports du Québec⁴, nous avons formé une matrice 104 par 104 où chaque élément : ij est la distance en kilomètre sur le circuit autoroutier (et non pas à vol d'oiseau) entre la ville i et la ville j . L'hypothèse derrière cette matrice est que plus une municipalité est près d'une autre, plus fort est le mimétisme. Ainsi, afin de conserver la relation inverse entre distance et mimétisme, l'élément ij devient $1/D_{ij}$. Il est important de noter que le point de référence de la ville est le centre géographique. Pour Montréal, le centre du centre-ville est utilisé alors que pour Laval c'est le centre du quartier Chomedey (que l'on peut considérer comme le centre-ville étant donné entre autre la présence de l'hôtel de ville).

⁴ <http://www.inforoutiere.qc.ca/fr/distances/index1.asp>

La troisième matrice utilisée en est une de distance linguistique. En effet, nous avons multiplié (élément par élément) la deuxième matrice de pondération par une autre matrice de type voisin linguistique. Cette dernière se définit comme suit : l'élément $ij = 1$ si la ville i et la ville j sont voisines linguistiques et 0 sinon. Deux municipalités sont considérées comme voisines linguistiques si plus de 50% de leur population respective ont la même langue maternelle.

Le modèle peut se décrire comme suit :

$$Y_{it} = a_i + B_0 \text{préelect} + B_1 \text{Élect} + B_2 \text{postélect} + B_3 \text{prop14} + B_4 \text{prop65} + B_5 \text{revmoy} + B_6 \text{Densit} + B_7 \text{propfranc} + B_8 \text{empl} + B_9 (W * Y_{jt-1}) + B_{10} * Y_{it-1}$$

où

Y_{it} est les dépenses publiques de la municipalité i en temps t , per capita et en terme réel (ajustées via l'IPC)

a_i est l'effet fixe (discussion sur la nécessité un peu plus loin)

Préelect, Élect et post élect sont des variables dichotomique qui prennent la valeur de 1 si nous sommes en année pré- électorale ou postélectorale et 0 sinon.

Prop 14 est la proportion d'habitants ayant 14 ans et moins dans la population

Prop 65 est la proportion d'habitants ayant 65 ans et plus dans la population

Rev moyen est le revenu moyen de la population

Densit est le nombre d'habitants par kilomètre carré

Propfranc est la proportion de francophones dans la population

Y_{it-1} retard de la variable dépendante (discussion un peu plus loin)

Le tableau suivant indique nos attentes sur l'impact prédit de chaque variable.

Tableau 2 Description des différentes variables explicatives

Variables	Signe attendu	Pourquoi
Revenu moyen (de travail) en \$ réel	Positif	Si les biens publics locaux sont un bien normal, il ne serait pas surprenant que les citoyens de Westmount se paie des services de plus grande qualité que ceux de St-Jérôme. Cette relation est quelquefois dénommée loi de Wagner.
Proportion de francophones dans la population	Inconnu	Les francophones ont certainement des goûts particuliers en matière de dépenses publiques. Aussi, <i>Hines et Al</i> (1993) démontrait que la proportion de noir était un facteur important dans ce type d'analyse.
Proportion de jeunes (0-14 ans) dans la population	Inconnu	La composition de la pyramide des âges impose certaines priorités aux élus.
Proportion de vieux (65 ans et +) dans la population	Inconnu	La composition de la pyramide des âges impose certaines priorités aux élus.
Densité (nombre d'habitant par KM2)	négatif	Une ville plus dense peut certainement obtenir des économies d'échelles ne serait-ce que dans la collecte des ordures.
Vecteur de réaction	Positif	Le mimétisme est présent au niveau de la taxation <i>Gaboury (2004)</i> il serait donc normal d'en retrouver dans les dépenses.
Taux de chômage	Négatif	Plus de chômeurs est sans doute

Variables	Signe attendu	Pourquoi
		synonyme de moins d'industries et de plus de pauvreté. Ce qui donne moins de déchets industriels et moins de service de luxe.
Dichotomiques électoral	Positives pour l'année pré et électorale Négative pour postélectorale	Nous posons comme hypothèse que les gouvernements sont prêts à s'écarter de la gouvernance optimale à la Samuelson pour adopter des critères opportunistes <i>Hines et Al (1993)</i>

Au niveau de la méthodologie, nous avons choisi d'utiliser les données en panel pour maximiser le nombre d'observations et, par le fait même, les degrés de liberté. Cette méthodologie particulière admet aussi l'utilisation d'effets individuels, ce qui est excellent pour contrôler des variables omises qui ne changent pas dans le temps. Donc, dans notre modèle, l'indice i représente les 104 municipalités (la liste est en annexe), alors que l'indice t représente l'année.

Un problème de ce type d'analyse est la corrélation entre les variables dépendantes et le terme d'erreur i.e. : $\text{Corr}(e_i, X_i) \neq 0$. L'utilisation d'effets fixes devient donc naturelle pour estimer ce type de régression dans la mesure où chaque municipalité possède une structure fiscale et une activité industrielle propre à elle-même. Stata nous indique effectivement que l'utilisation d'effets fixes est optimal via un test Fischer que tous les α_i sont égales à 0. Le test d'Hausman confirme que les effets fixes sont statistiquement différents des aléatoires.

Il est important de contrôler pour la corrélation contemporaine des erreurs, car un environnement particulier à une région pourrait créer l'illusion d'interaction stratégique. Par exemple pour ce qui est des dépenses en enlèvement de la neige, les municipalités des Laurentides qui subiraient plus de tempête de neige encourraient plus de dépenses pour déneiger les rues, mais une année record de neige qui implique une année record en

dépense ne veut pas nécessairement dire que nous sommes en présence d'étalonnage. Il est nécessaire de tester la présence de corrélation contemporaine entre observation pour une même période i.e. : $E(e_{it} e_{jt}) \neq 0$ pour $i \neq j$. Un problème survient lorsqu'on désire tester la corrélation contemporaine des erreurs. En effet, l'échantillon dont nous disposons contient plus de villes que d'années, ce qui rend impossible le test *breusch pagan*(1980). *Pesaran (2004)* présente un test valide qui nous permet de confirmer la présence de corrélation contemporaine entre municipalités, et ce pour tous les types de dépenses. Les résultats des différents tests sont présentés en annexe. L'utilisation d'effets fixes permet de contrebalancer la corrélation des erreurs qui est dû à des variables omises. Par contre, cette technique est incomplète lorsque la corrélation dans les erreurs est causée par des variables dépendantes du temps. Voilà pourquoi, dans la régression sur les transports en commun nous incluons une dichotomique pour l'année 1992 (nous expliquerons pourquoi cette année là particulièrement un peu plus loin dans l'étude).

L'objectif de cette étude est de tester s'il y a mimétisme dans les dépenses. La manière de procéder est d'intégrer comme variable dépendante les dépenses des autres municipalités en t-1. Cette variable est ensuite multipliée par la matrice de pondération. Le retard d'une année est nécessaire, car un problème d'endogénéité se pose si les dépenses sont déterminées simultanément. Par exemple, un choc commun pourrait survenir, ce qui amènerait les municipalités à augmenter leurs dépenses pour répondre à ce choc, ce qui créerait du mimétisme illusoire. Cette technique, utilisée pour la première fois par *Hayashi et Broadway (2001)*⁵, nous permet de ne pas utiliser la méthode de vraisemblance ou celle des variables instrumentale pour contrer le problème d'endogénéité.

⁵ Selon la recension de Brueckner (2003)

Tableau 3 Synthèse des problèmes généralement reliés à l'utilisation de l'économétrie spatiale Anselin (1998)

Problème	Solution
Endogénéité de la variable de réaction	Hypothèse que l'interaction a lieu avec un retard
Corrélation entre X_i et E_i	Utilisation de Panel
Dépendance spatiale	Utilisation de Panel et ajustement pour le temps lorsque nécessaire

Suivant la méthodologie de *Foucault et al*, nous utiliserons du panel dynamique. Pour des fins de comparaison, nous calculerons aussi sans retard. Cependant, introduire y_{t-1} amène son lot de problèmes. En effet, inclure y_{t-1} avec les effets fixes crée un problème de corrélation entre la variable et les erreurs, ce qui amène un biais négatif dans le coefficient qui estime y_{t-1} (*Nickell 1981*). Nickel démontre que le biais du coefficient estimant y_{t-1} est négatif et cela même lorsque le nombre d'observations tend vers l'infini. L'utilisation d'estimateur Arellano-Bond est donc envisagée puisque cette technique qui consiste à écrire le modèle en différences premières et à estimer les coefficients à l'aide de la méthode des moments généralisés, élimine ce biais. Stata effectue lui-même les tests d'autocovariance de Sargan, de premier et de second ordre. Aussi, si nécessaire, la régression pourra être robuste à l'hétéroscédasticité. Il est nécessaire d'avoir une série stationnaire pour utiliser cette technique.

Bien qu'au premier coup d'œil, il ne semble pas y avoir de racine unitaire, nous devons tout de même le tester car la technique Arellano Bond n'est plus valide en présence de racine unitaire. La présence de données de panel rend la tâche un peu plus compliquée. Premièrement, les tests ADP ou Perron ne peuvent être utilisés pour chaque ville étant donné le nombre relativement peu élevé d'années. Donc le test de *Im, Pesaran et Shin (1997)*, test basé sur la moyenne de chaque ADF et qui est robuste à l'hétéroscédasticité et à la corrélation inter temporelle des erreurs, serait de mise.

Cependant, la présence de corrélation contemporaine entre observation pour une même période i.e. : $E(e_{it} e_{jt}) \neq 0$ pour $i \neq j$, invalide ce test.

La présence de corrélation dans les erreurs pour une même période étant confirmé, l'étape suivante serait d'utiliser les tests *Bai et Ng (2001)*, *Moon et Perron (2003)* ou *Choi (2002)* afin de pouvoir tester la présence de racine unitaire. Heureusement (car difficile au niveau pratique), nous poserons une hypothèse fortement probable qu'il n'y a pas de racine unitaire et donc, que nous sommes en présence de stationnarité.

La détermination de la meilleure matrice de pondération se fera sous le critère du test de Fisher pour ce qui est des régressions en MCO. Pour ce qui est de la technique Arrelano-Bond, deux tests peuvent être utilisés pour vérifier la validité du modèle, et donc des matrices de pondération. Le test de sur-identification de *Sargan* nous permet de vérifier la validité générale des instruments. Le fait que le test ne rejette pas l'hypothèse nulle souligne la pertinence des instruments utilisés. Le test de corrélation de second ordre des termes d'erreur quant à lui nous permet de vérifier l'absence de corrélation sérielle de second ordre des termes d'erreur. Le non-rejet de l'hypothèse nulle confirme la validité du modèle.

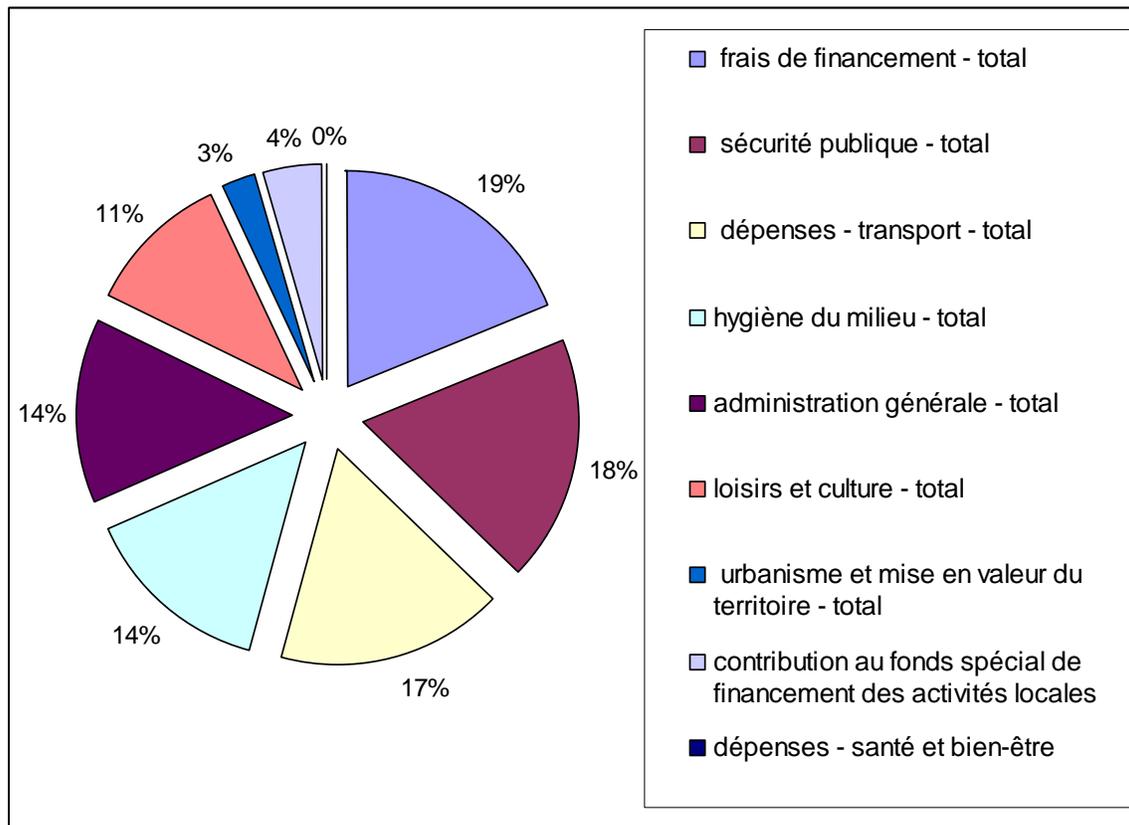
Descriptions des données

Les données de la variable dépendante sont issues de la base de données du ministère des Affaires municipales et des régions du Québec. Malgré la disponibilité des données pour les années 1990 à 2004, seulement celles de 1990 à 2000 ont été sélectionnées afin d'éviter le contexte des fusions de 2001 (appliquées en 2002). De plus, l'année 1990 a été utilisée comme variable retardée dépendante, donc le vecteur dépendant comprend 10 ans, soit de 1991 à 2000. Par ailleurs, l'échantillon inclut 104 municipalités de la région métropolitaine de Montréal (la liste est présentée en annexe). L'île Dorval et l'île Cadieux furent volontairement exclues étant donné leur très petite taille alors que Kanesatake et Kahnawake l'ont été puisque leur statut est pour le moins particulier. En effet, ces dernières sont des réserves autochtones, ce qui implique premièrement un statut

municipal distinct (réserve), une gestion différente et des statistiques sociodémographiques complètement distinctes. Les données utilisées ont été traitées de la sorte qu'elles soient en per capita et indexées par l'IPC québécois, IPC calculé par l'Institut de la statistique du Québec⁶.

Les dépenses publiques au Québec sont réparties au travers des trois niveaux de gouvernement, fédéral, provincial ainsi que municipal. Le graphique suivant représente les grandes catégories de dépenses publiques de compétence municipale.

Graphique 1 Répartition des dépenses des municipalités de la région de Montréal pour l'année 1999 par catégorie



Source données du MAMR

Les différentes études qui ont examiné le mimétisme s'attardait généralement à 4 types de dépenses. Hines et Al par exemple calculait l'interaction pour les

⁶ http://www.stat.gouv.qc.ca/princ_indic/publications/indicat_ANNU.xls

dépenses en santé, autoroute, administration et éducation. L'éventail des données du Ministère des Affaires Municipales et des Régions du Québec en ce qui a trait aux sous-catégories de dépenses est très détaillé. Le choix de nos 5 catégories fut donc laborieux. Nous cherchions à représenter le mieux les différents budgets tout en choisissant des catégories où les élus auraient une bonne latitude de dépense. Dans cette mesure, on exclut toutes dépenses reliées aux frais de financements car ces dernières sont liées au passé. Ensuite, il n'est pas très intéressant de calculer les interactions entre les dépenses en administration générale parce que ces dernières ne sont pas des services directs à la population. C'est dans cette mesure que nous avons sélectionné les dépenses suivantes.

Tableau 4 description des variables dépendantes

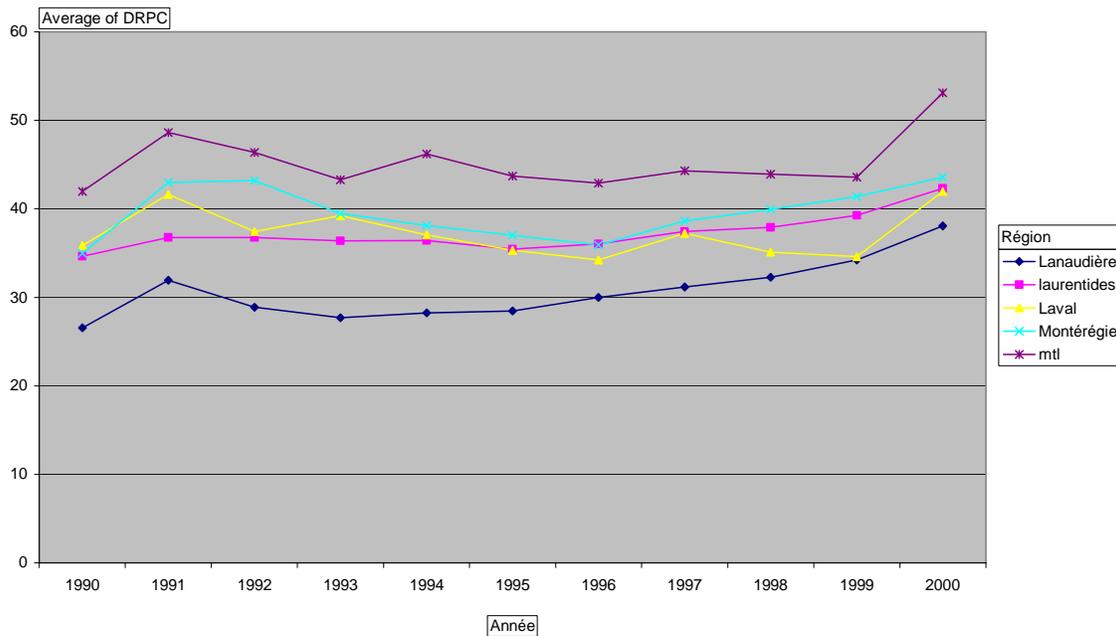
Type de dépenses	Part moyenne du budget municipale	Coefficient de variation X100
Ordures	4,55%	39,37
Transport en commun	3,72%	169,95
Parcs et terrains de jeux	2,5%	88,34
Enlèvement de la neige	4,33%	82,85
Dépenses en sécurité publique - police	14,16%	88,37
Dépenses totales	100%	76,92

Source : données du MAMR ainsi que calculs de l'auteur

La première régression porte sur les dépenses en ordures. De manière plus précise, ce vecteur est composé des catégories suivantes : collecte, transport et élimination des déchets domestiques en plus de collecte, transport et traitement des déchets secondaires. Cette catégorie de dépenses a été choisie, car selon *Foucault et al (2007)*, le mimétisme est particulièrement présent dans les dépenses municipales dites visibles.

Si on regarde attentivement les données, on remarque une petite tendance à la baisse jusqu'au milieu des années 90, où le recyclage a commencé à faire son apparition. La région de Lanaudière semble aussi avoir effectué tout un rattrapage.

Graphique 2 Évolution des dépenses réelles per capita en collecte et élimination des ordures par région administrative autour de Montréal de 1990 à 2000

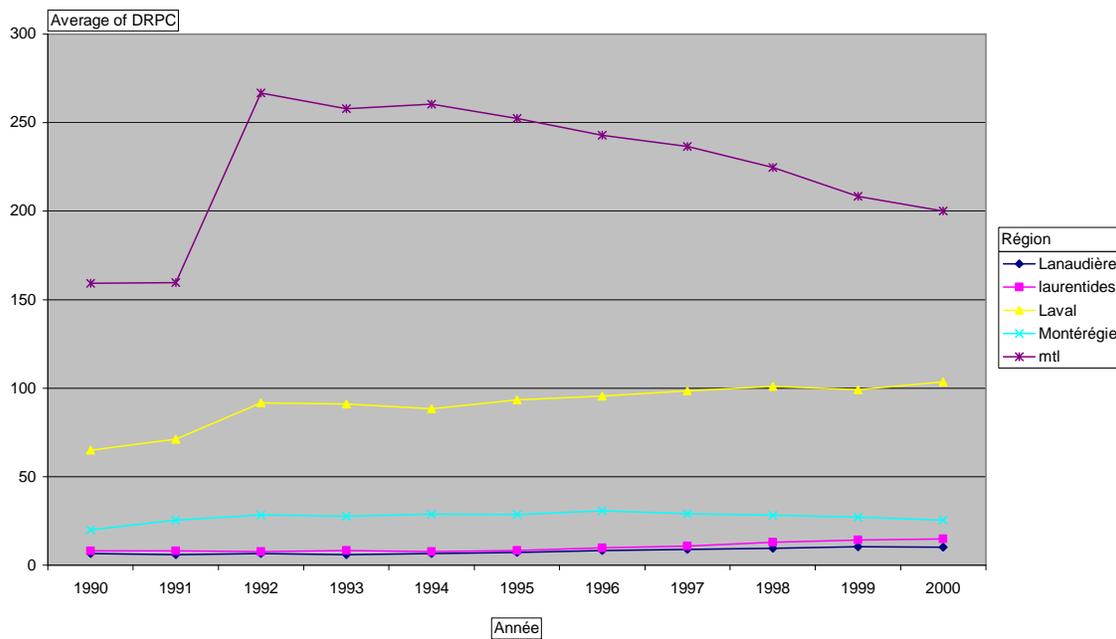


Source : données du MAMR

La deuxième régression porte sur les dépenses en transport en commun. Ce type de dépenses est particulièrement intéressant parce qu'une coopération entre les différentes villes est nécessaire dans l'offre de services de qualité faisant appel à plus d'un réseau. Des débordements peuvent aussi vraisemblablement survenir suite à la congestion. En effet, les résidents d'une ville plus éloignée du centre (lieu de travail) bénéficieront d'une utilisation moins forte des routes par les résidents d'une autre ville située entre la leur et le centre. Une dynamique de resquillage devrait ainsi avoir lieu de la part des villes périphériques vers le centre.

L'évolution des dépenses est étonnante. Avec l'éveil écologique de la fin des années 90, on se serait attendu à une hausse des dépenses, mais mis à part à Laval, il y a une tendance à la baisse. Il sera très intéressant de voir avec les calculs quels facteurs contribuent à cette tendance. D'ailleurs le saut enregistré en 1992 est dû à un changement dans le financement du transport en commun. En effet, en 1992, on a introduit un droit de 30 \$ par véhicule immatriculé dans la région suite au retrait du gouvernement du Québec des subventions à l'exploitation.⁷ Le gouvernement du Québec n'a conservé que le programme d'aide aux immobilisations.

Graphique 3 Évolution des dépenses réelles per capita en transport en commun par région administrative autour de Montréal de 1990 à 2000



Source : données du MAMR

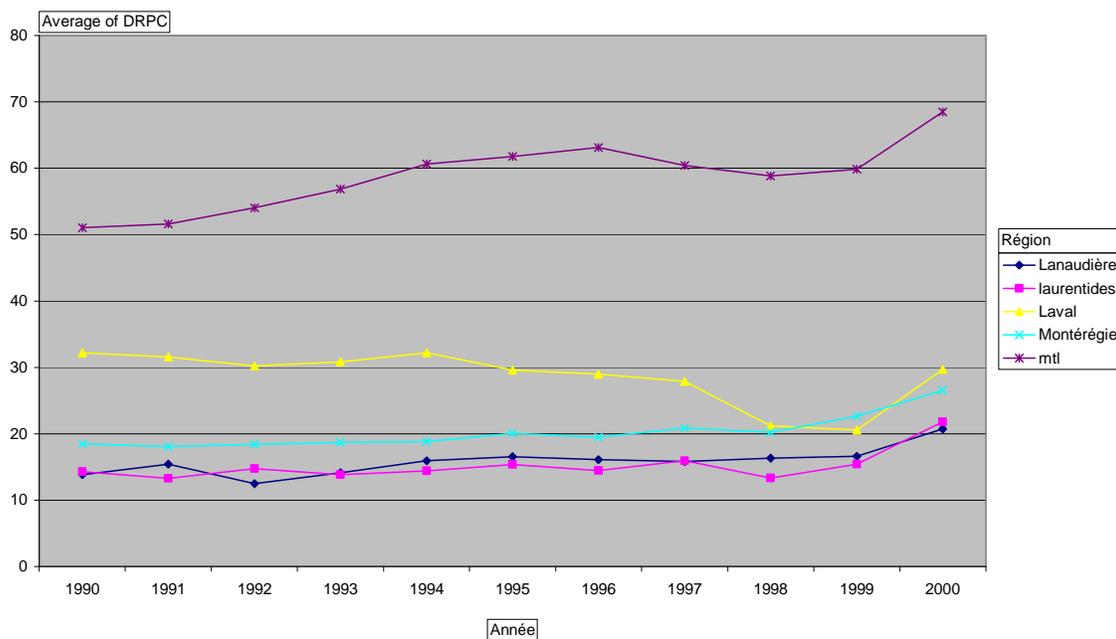
Examinons maintenant les dépenses en parcs et terrains de jeu où de grandes disparités existent entre les différentes villes. Celles –ci étant très visible, le mimétisme y sera sans

⁷ http://www.atuq.com/enjeux/cadre_financier.asp

doute présent. D'ailleurs, il sera intéressant d'observer l'effet de la pyramide des âges sur ces dépenses.

Si on examine le graphique, on observe que les municipalités de l'île de Montréal dépensent beaucoup plus que celles des banlieues. La densité de la population doit jouer pour beaucoup dans ce type de dépenses.

Graphique 4 Évolution des dépenses réelles per capita en parcs et terrains de jeux par région administrative autour de Montréal de 1990 à 2000.



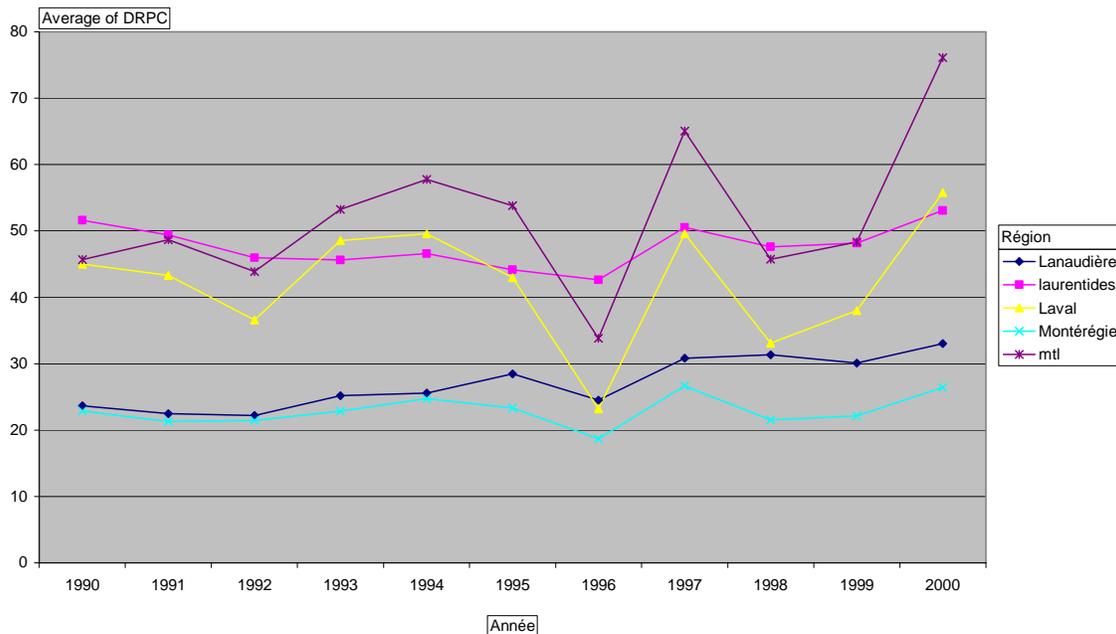
Source : données du MAMR

Pour poursuivre, nous calculerons les dépenses pour l'enlèvement de la neige. Avec en moyenne 215 cm de neige par année à Montréal⁸, on peut croire qu'un citoyen type est préoccupé par le déneigement l'hiver. Un examen des données nous apprend qu'il y a beaucoup de variation pour Montréal et Laval, alors que pour les autres régions c'est beaucoup plus lisse. Il n'est pas surprenant que la région des Laurentides dépense plus

⁸ <http://www.meteomedia.com/index.php?product=statistics&pagecontent=C02019>
Moyenne pour l'aéroport Dorval-Trudeau sur 30 ans, 1961 à 1991

que la Montérégie étant situé plus au nord. Aussi il semble à première vue que les régions urbaines dépensent plus que les rurales, ce qui s'explique sans doute par le besoin de transporter la neige..

Graphique 5 Évolution des dépenses réelles per capita en enlèvement de la neige par région administratives autour de Montréal de 1990 à 2000

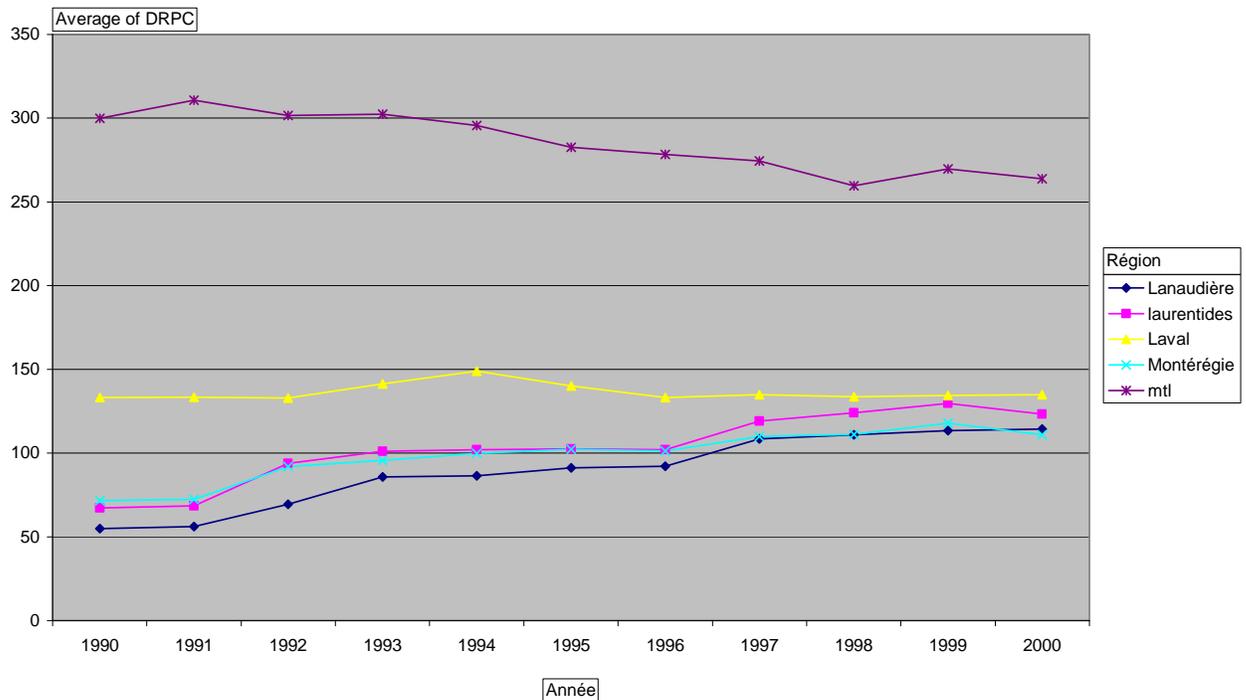


Source : données du MAMR

Nous calculons ensuite les dépenses en sécurité publique pour la police. On remarque que pour les régions hors de Montréal, il y a une petite tendance à la hausse amorcée à partir de 1991. La raison est qu'à partir de cette année là, les municipalités trop petites pour se payer un service de police, devait désormais payer la facture pour les services rendus par la sureté du Québec⁹. Outre cela, on remarque une baisse des dépenses pour la région de Montréal ainsi qu'une hausse pour les autres.

⁹ http://www.suretequebec.gouv.qc.ca/organisation/historique/1991_1992.html

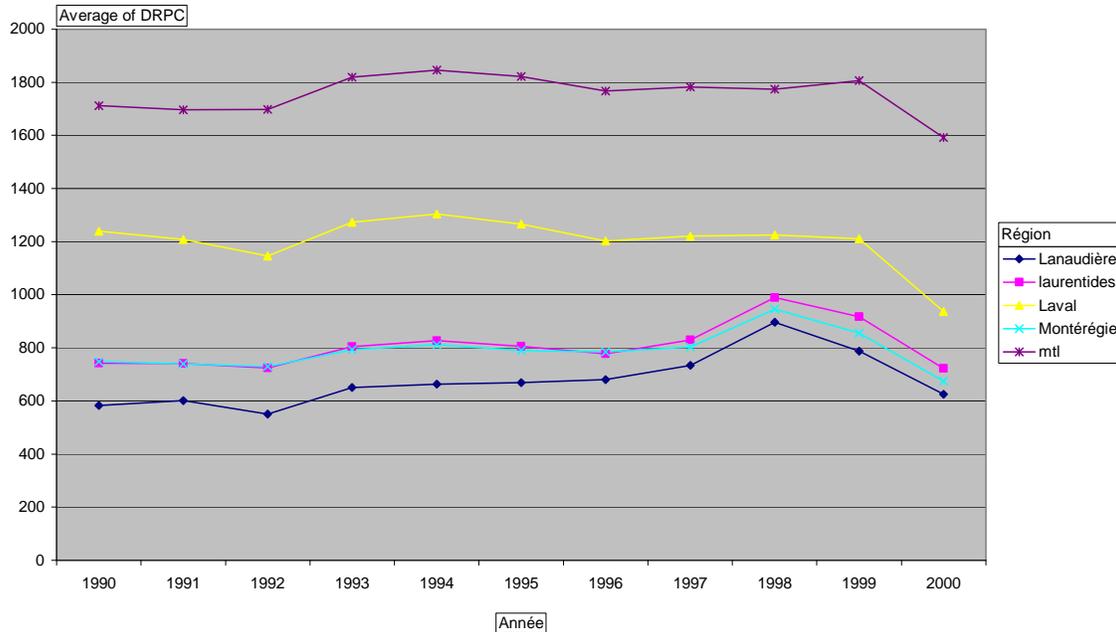
Graphique 6 Évolution des dépenses réelles per capita pour la police par région administratives autour de Montréal de 1990 à 2000



Source : données du MAMR

Enfin, pour des fins de comparaisons avec l'étude de Gaboury(2004) sur la fiscalité, on calculera s'il existe du mimétisme dans les dépenses totales. Explicitement, les dépenses totales sont toutes les dépenses encourues par la municipalité durant l'année incluant les frais de financement.

Graphique 7 Évolution des dépenses totales réelles per capita par région administratives autour de Montréal de 1990 à 2000



Source : données du MAMR

De leur côté, les données utilisées comme variables indépendantes proviennent de Statistique Canada. La majorité de ces dernières sont issues du recensement : nous disposons donc des années 1991, 1996 et 2001. Afin de combler les trous, du lissage a dû être fait. La technique utilisée est la simple extrapolation linéaire entre 2 points. Les variables qui ont subi un tel traitement sont : la proportion de francophones, de jeunes et de vieux dans la population et le revenu moyen. Par ailleurs le taux de chômage a subi un lissage un peu plus complexe. En effet, avec l'enquête de la population active, le taux de chômage pour les différentes régions est disponible sur une base annuelle. On a donc calculé les variations en pourcentage d'année en année pour les appliquer aux données municipales de chaque région issues des recensements. Pour ce qui est de la densité, les données sur la population étaient incluses dans les fichiers du ministère. On a ainsi trouvé les superficies pour calculer nous-mêmes la densité pour chaque année. Notons qu'il n'existe pas de parti municipaux pan-québécois; il n'est donc pas de tenir en compte des

affiliations politiques. Selon *Féret et Elhorst* (2006), le mimétisme est plus répandu entre gouvernements de même alignement ou lorsque la réélection est en péril.

Les données sont bien dispersées, ce qui nous permettra d’obtenir de bons estimateurs. En utilisant les effets individuels, il est très important d’avoir de la variation dans les données indépendantes (*Wooldrige* (2003)). Un simple coup d’œil aux deux premiers moments de la distribution, via le coefficient de variation, nous assure qu’il n’y aura aucun problème dans les calculs.

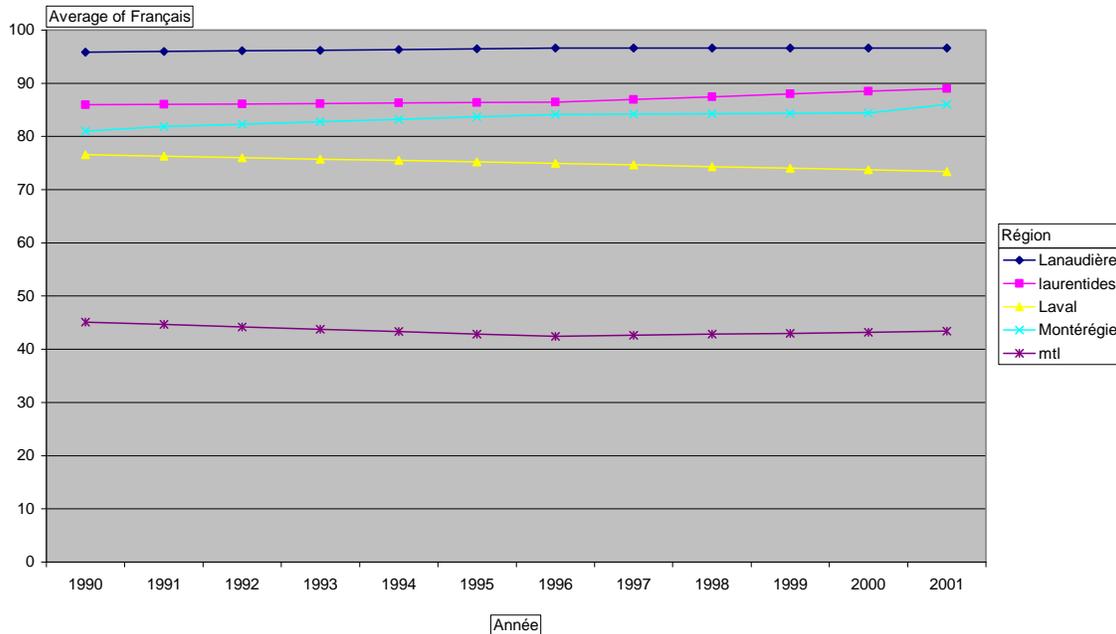
Tableau 4 Description des données en statistiques

Variab les	Nombre d’observ ations	Moyenne	Écart- type	Min	Max	Coefficient de variation *100
Dépenses en collecte transport et élimination des ordures par personne en terme réel	1040	39.95	15.73	12.26	212.66	39,37
Dépenses en enlèvement de la neige	1040	36.45	30.2	3.62	260.86	82,85
Transport en commun	1040	75.38	128.11	0	959.58	169.95
Parcs et terrains de jeux	1040	29.08	25.69	0	162.07	88.34

Variabes	Nombre d'observations	Moyenne	Écart-type	Min	Max	Coefficient de variation *100
Dépenses totales	1040	1041.161	769.64	34.68	6992.38	73.92
Police	1040	149.26	131,9	0	1311.36	88,37
Revenu moyen \$ réel	1040	27856.84	7558.01	18298.1	68511.39	27,14
Proportion de francophone dans la population	1040	75,06	25.81	8.69	98.19	34.39
Proportion de jeunes (0-14 ans) dans la population	1040	21.45	3.77	12.66	30.25	17.58
Proportion de vieux (65 ans et +) dans la population	1040	10.23	5.19	2.91	34.38	50.73
Densité (nombre d'habitant par KM2)	1040	1383.18	1605.57	3.79	7722.32	116.07
Taux de chômage	1040	8.91	3.14	3.23	22.8	35.54
Dichotomiques électorales	1040	Au Québec, les élections municipales ont lieu aux quatre ans.				

Les graphiques suivants nous permettent de mieux cerner l'évolution et les interactions des différentes variables dépendantes.

Graphique 8 Évolution de la proportion de francophones dans la population par région administrative autour de Montréal de 1990 à 2000

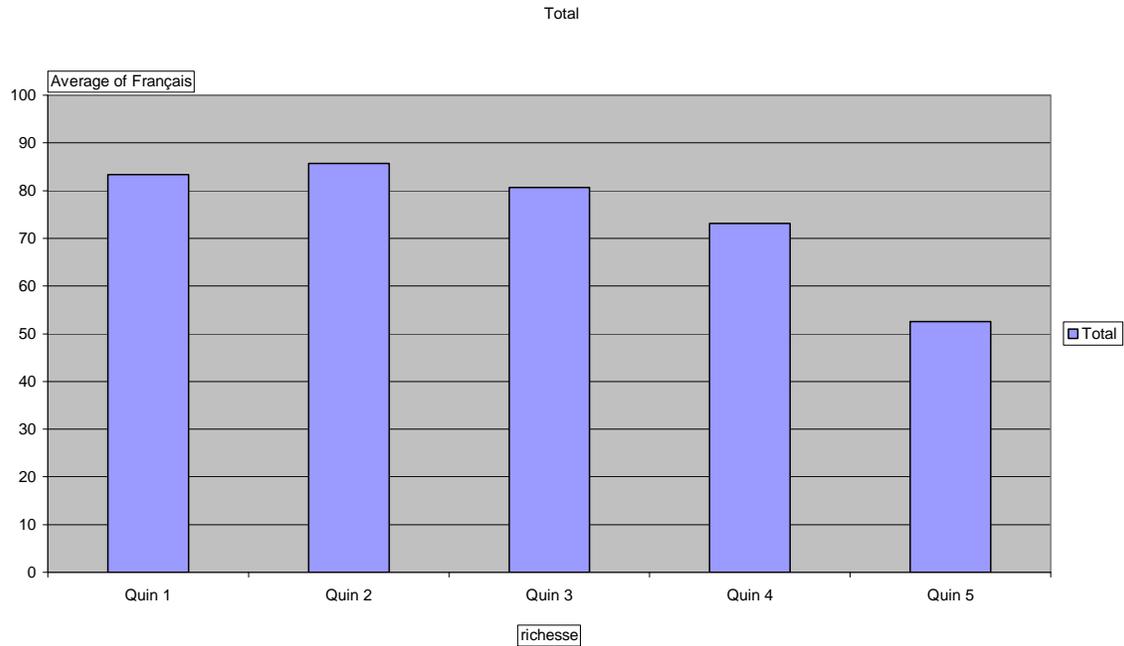


Source : données du MAMR

Montréal a une proportion de francophones beaucoup plus basse qu'ailleurs au Québec pour deux raisons. Premièrement, l'ouest de l'Île de Montréal est le lieu historique d'habitation des anglophones d'origine britannique. On retrouve dans certaines municipalités de l'ouest de l'Île une proportion de plus de 85 % d'anglophones. La deuxième raison est que l'Île de Montréal accueille à elle seule plus de 75 % des immigrants¹⁰ s'installant au Québec. Suivant le processus d'auto sélection des quartiers par les immigrants, on retrouve des poches de concentration de nouveaux venus à Montréal.

¹⁰ http://www.stat.gouv.qc.ca/donstat/societe/demographie/migrt_poplt_imigr/pdf_zip_excel/612.xls

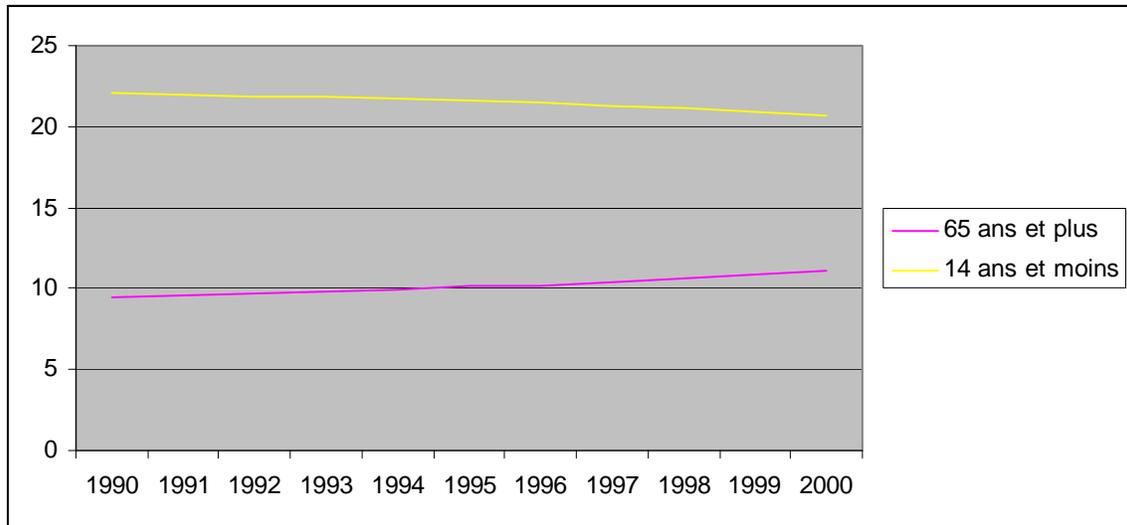
Graphique 9 Proportion de francophone par municipalité regroupée selon le quintile du revenu de travail réel moyen en 1996



Source : données du MAMR

On remarque ici que la proportion de francophones dans une municipalité est inversement proportionnelle au revenu moyen. Les municipalités les plus riches sont celles situées dans l'ouest de l'Ile de Montréal.

Graphique 10 évolution de la proportion de gens âgés de 65 ans et plus et ceux de 14 et moins dans les municipalités de la région de Montréal entre 1990 et 2000



Source : données du MAMR

Le Québec est une société vieillissante, la région métropolitaine n’y échappe pas. Les municipalités de l’île sont généralement plus vieilles que les banlieues. Ce fait tient que les banlieues en Amérique du nord attirent les jeunes couples afin que ces derniers puissent y fonder une famille.

Section 3

Résultats

Tel que stipulé dans la section hypothèses et méthodologie, trois types d'estimations ont été utilisées. Rappelons que la première estimation est celle de MCO en donnée de panel avec effet fixe alors que la deuxième est toujours en MCO mais sans retard de la variable dépendante. La troisième est la technique MMG Arellano Bond (1991). Elle consiste à écrire le modèle en différences premières et à estimer les coefficients à l'aide de la méthode des moments généralisés. Cette méthode présente l'avantage d'éliminer le biais qui résulte de la corrélation entre les effets fixes et les variables exogènes. La littérature suggère que l'estimateur Arellano-Bond est plus efficace car le biais de Nickel (1981) est réduit. Les différents résultats sont présentés dans les tableaux suivants.

Tableaux 5 Présentation des résultats des régressions sur la collecte d'ordures

Variables	Matrice de voisin		
	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.718(.032)***	Sans retard	NA
Jeunes	-1.63(.704)***	-1.636 (.405)***	.243 (.349)
Vieux	-1.42(.354)***	-1.20 (.388)***	.336 (.436)
Année préélectorale	.092(.659)	. 506 (.822)	1.42 (.373)***
Année électorale	-.526(.716)	-1.14 (.874)	-.157(.40)
Année postélectorale	-.635(.692)	-.619 (.848)	.602 (.358)*
Revenu moyen	-.00035(.0002)*	-.00046(0)*	-.00051 (.0002)***
Francophone	-.0014(.149)	.0084 (.164)	.2497 (.147)*
Densité	-.0164(.0056)***	-.01796 (.006)	-.0083(.007)
Chômage	-.548(.147)***	-.960 (.184)***	-.127(.146)
Mimétisme	.153(.046)***	.0937 (.055)*	.0231 (.053)

*** significatif à 1%, ** significatif à 5% et * significatif à 10%

Variables	Matrice de distance		
	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.738(.0314)***	Sans retard	NA
Jeunes	-1.7(.359)***	-1.65 (.405)***	.285(.344)
Vieux	-1.176 (.345)***	-1.21 (.388)***	.447 (.425)
Année préélectorale	-.172(.639)	.3801(.829)	1.42 (.381)
Année électorale	-.328(.695)	-1.15 (.874)	-.081(.41)
Année postélectorale	-.543(.6713)	-.6324 (.847)	.661(.365)*
Revenu moyen	-.00004(.0002)	-.00044 (.000)*	-.0005 (.0002)***
Francophone	.0475(.145)	-.0031 (.164)	.253 (.144)*
Densité	-.0139(.005)**	-.0179 (.006)*	-.01(.007)
Chômage	-.647(.142)***	-1.00 (.184)***	-.147(.151)
Mimétisme	.337(.042)***	.0851 (.047)*	-.0017 (.0299)

*** significatif à 1%, ** significatif à 5% et * significatif à 10%

Variables	Matrice de distance et de voisin linguistique		
	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.7379 (.032)***	Sans retard	NA
Jeunes	-1.759(.36)***	-1.644 (.405)***	.222(.353)
Vieux	-1.28 (.355)***	-1.202 (.388)***	.4148 (.434)
Année préélectorale	.082(.661)	.495 (.821)	1.45 (.385)***
Année électorale	-.627 (.717)	-1.17 (.873)	-.1 (.414)
Année postélectorale	-.6562 (.694)	-.6374 (.847)	.698 (.369)*
Revenu moyen	-.0004 (.000)*	-.00049 (.0002)**	-.0006(.0002)***
Francophone	-.0044(.15)	-.0006607 (.164)	.253 (.143)*
Densité	-.013 (.006)**	-.0178 (.006)***	-.0102 (.007)
Chômage	-.6398 (.143)***	-1 (.183)***	-.134(.15)
Mimétisme	.3855 (.049)***	.104 (.053)*	-.0242 (.037)

*** significatif à 1%, ** significatif à 5% et * significatif à 10%

Lorsqu'on examine les résultats pour l'enlèvement des ordures, on ne peut pas conclure qu'il y a une forme d'interaction stratégique dans ce type de dépenses. Malgré qu'avec les MCO, on découvre un coefficient positif et très significatif et ce pour les trois matrices de pondération, la méthodologie nous indique que nous devons prendre la régression Arrelano-Bond. Les tests effectués sur cette dernière nous démontrent que la régression est pertinente. Effectivement, nous ne pouvons pas rejeter les deux hypothèses H_0 du test Sargan et celui d'autocorrélation sérielle de niveau 2.

Peu importe quelle technique d'estimation on utilise, la densité et le taux de chômage ont un coefficient négatif, ce qui est logique. Une plus grande densité crée certainement des économies d'échelle dans la collecte des ordures alors qu'un taux de chômage plus élevé veut sans doute dire aussi moins de revenus et moins de dépenses. Avec les MCO, la pyramide des âges semble aussi avoir un effet significativement négatif sur les dépenses en collecte et traitement d'ordures. La seule explication plausible s'avère être la même que le chômage, s'il y a plus d'enfants et plus de personnes âgées, il y a moins de travailleurs donc moins de déchets. Effectivement selon Statistique Canada¹¹, 52,9 % des déchets produits au Québec en 2004 étaient de source non résidentielle. Avec les estimateurs Arrelano-Bond, on trouve un petit comportement opportuniste en année pré électorale. Toujours avec ces mêmes estimateurs, on retrouve un coefficient négatif et significatif en ce qui a trait au revenu moyen. On peut donc affirmer que plus le revenu moyen est élevé dans une municipalité, moins cette dernière dépense pour l'enlèvement et l'élimination des ordures.

En utilisant le test Fisher (présenté en annexe) pour déterminer quelle matrice de pondération décrit le mieux les interactions stratégiques, on découvre que c'est la troisième matrice, celle de distance avec voisin linguistique qui donne la régression la plus significative.

¹¹ ¹¹ http://www40.statcan.ca/102/cst01/envir25b_f.htm

Tableaux 6 Présentation des résultats des régressions sur l'enlèvement de la neige

Variables	Matrice de voisin		
	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.614(.0159)***	Sans retard	NA
Jeunes	-1.134(.31)***	-.934 (.425)**	-2.48 (.69)***
Vieux	-1.198(.300)***	-1.04 (.414)**	-1.44 (1.01)
Année préélectorale	2.718 (.729)***	10.149 (1.14)***	3.965 (.876)***
Année électorale	2.399(1.033)**	.678 (1.67)	1.29 (.794)
Année postélectorale	.235(1.08)	1.778 (1.72)	2.39 (1.21)**
Revenu moyen	.0008(.00016)***	.00114 (.0002)***	.00195 (.0003)***
Francophone	-.249 (.125)**	-.1933(.174)	-.142(.26)
Densité	-.0021 (.0047)	-.00713 (.0063)	.0123(.007)*
Chômage	-.2367(.1283)*	.1161 (.202)	.1858(.124)
Mimétisme	-.0031(.0043)	-.00552 (.0068)	.002(.003)

*** significatif à 1%, ** significatif à 5% et * significatif à 10%

Matrice de distance			
Variables	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.703(.017)***	Sans retard	NA
Jeunes	-1.15(.291)***	-.8925 (.416)**	-2.42(.683)***
Vieux	-1.28 (.283)***	-.98277 (.404)	-1.494(.985)
Année préélectorale	2.71(.686)***	9.239 (1.122)	3.86 (.853)***
Année électorale	1.01(.981)	2.347 (1.65)	1.37 (.755)*
Année postélectorale	606(1.02)	1.278 (1.67)	2 (1.2)*
Revenu moyen	.00072(0)***	.00118 (.0002)***	.0019 (.0003)***
Francophone	-.259(.118)**	-.1887 (.170)	-.1629 (.248)
Densité	-.0019 (.004)	-.00716 (.0061)	.009 (.007)
Chômage	-.0773 (.122)	-.0888 (.2)	-.308 (.124)**
Mimétisme	.171 (.016)***	-.161 (.024)***	-.032 (.013)**

Matrice de distance et de voisin linguistique			
MCO avec FE	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.685 (.017)	Sans retard	NA
Jeunes	-1.11 (.296)***	-.9359 (.418)**	-2.472 (.685)***
Vieux	-1.25 (.287)***	-1.003 (.406)**	-1.61 (.983)
Année préélectorale	2.721 (.696)***	9.371 (1.13)***	4.01(.844)***
Année électorale	1.224 (.993)	2.16 (1.66)	1.23(.758)
Année postélectorale	.454 (1.03)	1.44 (1.69)	1.85 (1.18)
Revenu moyen	.00072 (.0001)***	.00118 (.0002)***	.00196 (.0002)
Francophone	-.251 (.12)**	-.1921 (.17)	-.185 (.25)
Densité	-.0019 (.0044)	-.00730 (.0062)	.008145 (.0069)
Chômage	-.0655 (.124)	-.09889 (.202)	-.308 (.126)
Mimétisme	.1894 (.020)***	-.188(.031)***	-.0435(.015)***

L'utilisation d'une seule différence comme instrument dans l'estimation MMG pour les dépenses en enlèvement de la neige résultait en des régressions non pertinentes. Ainsi on a du perdre 105 degrés de liberté supplémentaires afin de pouvoir obtenir un test Sargan adéquat.

Les résultats semblent à première vue un peu contradictoire. D'un côté on ne trouve aucune compétition d'étalon pour la matrice de pondération de frontière commune alors que pour les deux autres matrices, on trouve des coefficients négatifs et significatifs. Ainsi nous serions en présence de débordement pour ce qui est des dépenses en enlèvement de la neige. D'un point de vue logique cela pourrait faire du sens. Effectivement une municipalité pourrait volontairement retarder l'enlèvement de la neige, par le fait de ne payer aucun temps supplémentaire à ses cols bleus et pousser ses citoyens à employer le circuit routier de la ville voisine. Par contre dans cette mesure, nous devrions retrouver le même coefficient pour la matrice de frontière commune. Dans la mesure où bien des municipalités sont éloignées les unes aux autres, peut être aurions-

nous dû considérer des interactions verticales avec le ministère des Transports qui est chargé de déblayer les autoroutes. Effectivement, selon l'enquête « origine destination2003 »¹², seulement 9,13% des déplacements en automobile à l'heure de pointe ont comme destination la même région administrative que l'origine pour les banlieusards. Ce pourcentage monte à 15,54% pour les habitants de l'Île (île stratifié en 4 régions). On constate donc à quel point les automobilistes utilisent les autoroutes pour leurs déplacements quotidiens.

Étant en absence d'étalonnage, on retrouve un comportement très opportuniste de la part des administrations. Cette conduite est très logique dans la mesure où en absence de mimétisme qui discipline les gouvernements tout au long du mandat, ces derniers augmentent les dépenses avant les élections. Il est intéressant de noter ici que le revenu moyen influe sur les dépenses per capita. Ce calcul ne fait que confirmer que les villes les plus riches sont mieux déneigées que les autres. Une présence de jeunes et de vieux semblent aussi avoir un impact négatif sur les dépenses. Ces derniers ne possédant pas d'automobile, la raison première du déneigement (dans la mesure où les rues sont plus onéreuses à déneiger que les trottoirs), on comprend les administrations de moins dépenser si il y a moins d'autos.

La meilleure matrice de pondération, selon le test Fisher, est celle de distance.

Tableaux 7 Présentation des résultats des régressions sur les dépenses en parc et terrain de jeux.

Variables	Matrice de voisin		
	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.569(.0267)***	Sans retard	NA
Jeunes	-.317(.286)	-.649(.3)**	-.389 (.279)
Vieux	.748(.283)***	.5316 (.297)*	-.1266(.25)
Année préélectorale	1.286(.652)**	3.054 (.801)	1.982 (.548)
Année électorale	.0651(.944)	.558 (1.17)	.090(.77)

¹² http://www.cimtu.qc.ca/enqOD/2003/Resultats/EnqOD03_matrices_RA.xls

Variables	Matrice de voisin		
Année postélectorale	1.18(.986)	.560 (1.20)	.651(.805)
Revenu moyen	.00038(.0002)**	.000523(.0001)***	.000183(.0001)
Francophone	.457 (.115)***	.4184 (.122)***	-.047 (.122)
Densité	-.0018 (.004)	-.0028 (.004)	.0126 (006)*
Chômage	-.0787(.117)	-.13091 (.1424)	.0192 (.088)
Mimétisme	.149(.047)***	.26 (.052)***	.0946(.033)***

*** significatif à 1%, ** significatif à 5% et * significatif à 10%

Matrice de distance			
Variables	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.572 (.027)***	Sans retard	Na
Jeunes	-.233 (.283)	-.4869 (.3)	-.486(.36)
Vieux	.7093(.285)**	.6236 (.303)**	-.193(.255)
Année préélectorale	1.177(.656)*	3.101 (.814)	2.051(.556)***
Année électorale	.2026(.9422)	.8123 (1.18)	.523 (.913)
Année postélectorale	1.461(.986)	7475 (1.21)	1.07 (.962)
Revenu moyen	.000295(.00015)*	.00044 (.0002)**	.00022(.0001)*
Francophone	.4349(.1155)***	.4072 (.124)***	-.0263 (.122)
Densité	-.00283 (.004)	-.0033 (.0044)	.0106 (.006)*
Chômage	.02984(.124)	-.0518 (.151)	.0265(.088)
Mimétisme	.136 (.0418)***	.13 (.046)***	.0355 (.048)

Matrice de distance et de voisin linguistique			
Variables	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.574(.026)***	Sans retard	NA
Jeunes	-.1643(.281)	-.419 (.299)	-.484 (.333)
Vieux	.6568(.28)**	.6099 (.298)**	-.129(.248)
Année préélectorale	1.138(.649)*	3.064 (.809)***	2.034(.548)***

Matrice de distance et de voisin linguistique			
Variabiles	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Année électorale	.1849 (.935)	.7883 (1.18)	.417 (.878)
Année postélectorale	1.499(.978)	.7616 (1.21)	.971 (.933)
Revenu moyen	.00027(.0001)*	.000428 (.0002)**	.000176(.0001)
Francophone	.4397(.114)***	.4125 (.123)	-.0088(.128)
Densité	-.0043(.0043)	-.00416 (.004)	.0113(.006)*
Chômage	.1083(.124)	.0168 (.153)	.00657(.086)
Mimétisme	.209 (.044)	.1925 (.052)***	.0617(.0613)

Le premier résultat qui saute aux yeux pour les dépenses en parcs et terrains de jeux est le fait qu'on ne dépense pas plus s'il y a plus grande proportion d'enfants dans la municipalité. En effet, aucun des coefficients, peu importe la matrice ou la technique, n'a d'effet sur les dépenses. Maintenant pour ce qui est du mimétisme, il est très présent pour cette catégorie de dépenses. Particulièrement, lorsqu'on regarde les résultats de la matrice frontière commune. L'étalonnage pour les deux autres matrices est caractérisé par un coefficient positif mais non significatif. Ce résultat illustre très bien à quel point cette dépense est visible. Effectivement, les parents peuvent facilement utiliser les services des municipalités voisines étant donné les faibles distances et l'absence de contrôle à l'accès puis vouloir importer chez eux les meilleures pratiques. Les différentes ligues de sports inter municipales augmentent d'ailleurs la mobilité des parents.

On retrouve une augmentation de 1 à 3 \$ de dépense en année pré électorale pour toute matrice/technique confondue. D'ailleurs, la matrice qui nous donne la régression la plus significative est celle « voisin si frontière commune ».

Tableaux 8 Présentation des résultats des régressions sur les dépenses en transport en commun

Variables	Matrice de voisin		
	MCO avec FE	MCO avec Fe	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.3685 (.023)***	Sans retard	NA
Jeunes	-1.755 (.685)**	-1.232(.848)	-7.64 (.967)***
Vieux	-2.322 (.6688)***	.119(.850)	-6.43 (.91)***
Année préélectorale	-9.356 (1.541)***	-9.11 (2.33)***	-6.498 (.731)***
Année électorale	-5.737 (2.248)**	-6.296 (3.38)*	-4.67 (1.07)***
Année postélectorale	-9.0827 (2.352)	9.016 (3.46)***	-6.949 (1.44)***
Revenu moyen	-.000738 (.0003)**	.000189 (.00039)	-.000889 (.000)***
Francophone	-.5164 (.277)*	.417(.358)	-.723 (.460)
Densité	.0422 (.01039)***	.034 (.013)**	.100 (.018)***
1992	-2.5558(1.726)	14.889 (2.27)	NA
Chômage	.0989 (.280)	.205(.427)	-.188 (.170)
Mimétisme	.18018 .021)***	.2373 (.023)***	-.0882 (.008)***

*** significatif à 1%, ** significatif à 5% et * significatif à 10%

Matrice de distance			
Variables	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.46071(.0246)***	Sans retard	NA
Jeunes	-2.033 (.6515)***	-1.129 (.796)	-7.64 (.967)***
Vieux	-1.158(647)*	-.469 (.8)	-6.43 (909)****
Année préélectorale	-3.352(1.557)**	-4.11 (2.22)*	-6.49 (.731)***
Année électorale	-1.262 (2.162)	-1.949 (3.18)	-4.67 (1.07)***
Année postélectorale	-3.20 (2.289)	-4.73 (3.274)	-6.95 (1.44)***
Revenu moyen	-.000312 (.00035)	-.00066 (.0003)	-.000889 (.0003)***
Francophone	.0523(.2696)	.2055 (.336)	-.723 (.46)
Densité	.0412(.0099)***	.02512 (.012)	.100 .018)***
1992	22.8903(2.725)***	28.50 (2.41)	NA

Chômage	-.69813 (.276)**	-.4329 (.405)	-.1878 (.169)
Mimétisme	.3107 (.0240)***	.241(.015)***	-.0882 (.0086)***

Matrice de distance et de voisin linguistique			
Variables	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.3824 (.023)***	Sans retard	NA
Jeunes	-1.83(.662)***	-.671 (.811)	-7.73 (.947)***
Vieux	-1.185(.669)*	-.125 (.815)	-6.40 (.89)***
Année préélectorale	-4.34(1.56)***	-4.51 (2.26)**	-5.92 (.72)***
Année électorale	-1.32(2.23)	-1.98 (3.25)	-4.346 (1.05)***
Année postélectorale	-4.12(2.35)*	-5.14 (3.34)	-6.45 (1.39)***
Revenu moyen	-.0011(.0002)	-.0007 (.0003)*	-.00055 (.0003)*
Francophone	.0242(.279)	.286 (.343)	-.695 (.459)
Densité	.044(.010)***	.022 (.012)*	.0965 (.018)***
1992	15.35(2.85)***	26.56 (2.44)***	NA
Chômage	-.742 (.291)**	-.3966 (.413)	-.454 (.176)**
Mimétisme	.328(.034)***	.317(.022)***	-.0804(.013)***

À voir comment le cycle électoral interagit avec les dépenses en transport en commun, on peut déduire qu'il ne s'agit pas de dépenses très populaires au scrutin. De plus, la proportion de jeunes et de vieux dans la population réduit le niveau de dépenses. Ce résultat n'est pas surprenant avec les statistiques d'achalandage à la société de transport de Montréal. Effectivement selon le rapport annuel de la STM¹³, la proportion d'utilisateurs de 65 ans et plus n'était que de 7 % alors que celle de 18 ans et moins de 14 % (rappelons que notre statistique « jeunes » représente la proportion de jeunes de 14 ans et moins dans la population). Le revenu moyen a aussi un impact négatif, ce qui est logique puisque les plus aisés peuvent se permettre une automobile. La densité a une importance très forte pour ce type de dépenses ce qui est naturel. Les plus grosses infrastructures de transport

¹³ <http://www.stm.info/en-bref/ra2006/ra2006.pdf>

en commun dont le métro se retrouve sur l'Île de Montréal où la densité est la plus élevée. Maintenant, au niveau de l'étalonnage, on conclut qu'il y a du débordement pour ce qui est des dépenses en transport en commun. Ces résultats font du sens d'un point de vue logique lorsqu'on considère la nature des déplacements de la région. La majorité des déplacements ont lieu des banlieues vers le centre-ville de Montréal. Dans cette mesure, on peut supposer que les banlieues profitent des dépenses de Montréal. Nous sommes donc en présence d'un débordement classique illustré pour la première fois par *Hines et Al (1993)*. Encore une fois, la meilleure matrice de pondération est celle de frontière commune.

Tableaux 9 Présentation des résultats des régressions sur les dépenses en police

Matrice de voisin			
Variabes	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.202 (.032)***	Sans retard	NA
Jeunes	-6.53 (.994)***	-6.099 (1.11)***	-4.56 (.657)***
Vieux	-1.227 (.926)	-1.51(1.04)	-6.752 (.573)
Année préélectorale	-4.572(2.18)**	-5.00 (2.87)*	-2.91 (.869)***
Année électorale	-2.21 (3.17)	-1.615 (4.21)	.530 (1.65)
Année postélectorale	-5.278(3.33)	-6.26(4.33)	-2.53 (1.31)*
Revenu moyen	-.00058 (.0005)	-.00117*.0006)*	.00055 (.0002)**
Francophone	1.692 (.393)***	1.547(.449)***	1.143 (.218)***
Densité	.0456 (.015)***	.0553 (.016)***	-.0376 (.011)***
Chômage	.3696 (.394)	.213 (.513)	.299 (.203)
Mimétisme	.25 (.033)***	.312 (.039)***	-.056 (.02)***

*** significatif à 1%, ** significatif à 5% et * significatif à 10%

Matrice de distance			
Variabes	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.192 (.032)***	Sans retard	NA
Jeunes	-7.642 (1)***	-7.29 (1.12)***	-4.449.622)***
Vieux	-1.776 (.947)*	-2.21 (1.07)**	.0543(.601)
Année préélectorale	-5.41 (2.22)**	-6.07 (2.94)	-2.743(.86)***

Matrice de distance			
Variabes	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Année électorale	-1.713 (3.24)	-1.03 (4.30)	.114(1.62)
Année postélectorale	-5.55 (3.4)	-6.35 (4.43)	-2.77(1.27)**
Revenu moyen	-.000642 (.00053)	- .0015(.0006)**	.000857(.00027)***
Francophone	1.898 (.401)***	1.757684 .461	1.194(.221)***
Densité	.0374 (.015)**	.0469 (.017)***	-.0304 (.010)***
Chômage	.451 (.405)	.2755 (.527)	.359 (.197)*
Mimétisme	.2053 (.048)***	.237 (.0503)***	-.1194 (.0132)***

Matrice de distance et de voisin linguistique			
Variabes	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.182(.032)	Sans retard	NA
Jeunes	-7.908 (1.00)***	-7.42 (1.12)***	-4.36(.609)***
Vieux	-1.718.954)*	-2.00 (1.08)*	-.078(.590)
Année préélectorale	-5.255(2.24)**	-5.94 (2.95)**	-2.93(.884)***
Année électorale	-1.928 (3.26)	-1.29 (4.32)	-.074(1.63)
Année postélectorale	-6.143412 (3.41)*	-6.899 (4.44)	-2.94 (1.28)**
Revenu moyen	-.00063 (.0005)	-.0015 (.0006)**	.00094(.0002)***
Francophone	2.030717 (.402)***	1.93 (.459)***	1.17(.221)***
Densité	.0411699 (.0155)**	.0494 (.017)**	-.0289 (.001)***
Chômage	.54(.417)	.4204 (.537)	.364(.204)*
Mimétisme	.153 (.05)***	.206 (.053)***	-.1398(.0167)***

Selon *Hanes* (2002), les municipalités suédoises subissaient des débordements dans leurs dépenses en sécurité publique. Nos résultats abondent clairement dans le même sens. On retrouve les coefficients les plus forts d'interaction stratégique pour la matrice de pondération de distance en kilomètres ainsi que celle de distance et de voisin linguistique. Nos résultats sont tout à fait cohérents avec l'étude de Hanes, car on retrouve de forts débordements. La matrice de voisin produit des résultats plus modérés, il faut tenir en compte que les municipalités de l'île de Montréal, où plusieurs municipalités sont voisines, ont un service de police commun à laquelle chaque municipalité doit contribuer

La proportion d'enfants de moins de 14 ans dans la population a un effet négatif sur les dépenses. Les municipalités où il y a une plus grande proportion de francophones dépensent beaucoup plus pour la police, selon Statistique Canada, le Québec est la deuxième province où l'on retrouve le plus de policiers par habitant en plus d'être celle où le taux de criminalité est le plus bas¹⁴.

La meilleure matrice de pondération est celle de voisin si frontière commune. On peut donc s'interroger si les débordements ne sont pas un peu surestimés.

Tableaux 10 Présentation des résultats des régressions sur les dépenses totales

Matrice de voisin			
Variables	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.536(.017)***	Sans retard	NA
Jeunes	38.93(5.679)**	-30.18 (6.75)***	-26.62 (3.61)***
Vieux	.348(5.46)	1.23 (6.52)	-14.57(4.17)***
Année préélectorale	-55.1(12.9)***	-96.70 (17.96)***	-106.36 (9.37)***
Année électorale	-9.57(18.77)	16.14 (26.36)	4.12 (13.21)
Année postélectorale	-25.8(19.8)	-58.52 (27.22)**	-30.00 (14.12)**
Revenu moyen	.006 (.003)**	.00961 (.004)**	.021 (.0023)***
Francophone	10.11 (2.3)***	8.61 (2.75)***	2.64(1.79)

¹⁴ http://www41.statcan.ca/2007/2693/ceb2693_004_f.htm

Densité	-.244 (.085)***	-.262 (.1)**	-.665(.12)***
Chômage	1.46 (2.5)	1.24 (3.23)	9.51 (1.21)***
Mimétisme	.098(.032)***	.094 (.043)	.0257(.024)

*** significatif à 1%, ** significatif à 5% et * significatif à 10%

Matrice de distance			
Variabes	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.542(.017)***	Sans retard	NA
Jeunes	-38.28 (5.61)***	-30.05 (6.72)	-29.39(3.42)***
Vieux	-2.75(5.52)	-1.99 (6.66)	-16.79 (4.00)***
Année préélectorale	-55.01 (12.78)***	-98.06 (17.93)	-103.25(9.22)***
Année électorale	-14.33(18.63)	12.94 (26.4)	2.153 (12.6)
Année postélectorale	-37.53(19.86)*	-66.23 (27.54)**	-33.438 (12.89)**
Revenu moyen	.00633(.0031)**	.0074 (.004)*	.0191(.0025)***
Francophone	10.112(2.30)***	7.592 (2.79)***	3.03(1.66)*
Densité	-.2438 (.085)***	-.2784 (.1)***	-.6593(.118)***
Chômage	1.462(2.50)	3.858 (3.46)	9.974(1.25)***
Mimétisme	.1595 (.032)***	.116 (.04)**	.041 (.012)***

*** significatif à 1%, ** significatif à 5% et * significatif à 10%

Matrice de distance et de voisin linguistique			
Variabes	MCO avec FE	MCO avec FE	Arrelano-Bond MMG
Retard de Y	.5392(.017)***	Sans retard	NA
Jeunes	-38.08(5.67)***	-29.91(6.77)***	-29.19 (3.5)***
Vieux	-.5676(5.51)	-.373 (6.60)	-16.45 (4.21)***
Année préélectorale	-55.45(12.86)	-97.8(17.96)***	-103.49(9.40)***
Année électorale	-11.885(18.74)	15.133 (26.42)	3.19 (12.76)
Année postélectorale	-30.98(19.87)	-61.32 (27.47)**	-32.22(13.08)
Revenu moyen	.00758(.0031)**	.00834 (.004)**	.0195(.0025)***
Francophone	10.98(2.30)***	8.215 (2.78)***	3.30(1.72)*
Densité	-.2549 (.086)***	-.283 (.10)***	-.6556 (.12)***

Chômage	.6026(2.53)	3.115 (3.50)	10.21(1.28)***
Mimétisme	.148 (.039)***	.105 (.052)**	.051(.016)***

*** significatif à 1%, ** significatif à 5% et * significatif à 10%

Alors que *Gaboury* (2004) trouvait qu'une augmentation de 10 % des taxes des villes voisines apportait une augmentation de 4 % dans la ville sous-jacente, les résultats présentés dans cette étude ne semble pas trop diverger avec ces résultats. En effet, la seule interprétation directe possible est celle pour la première matrice de pondération qui nous indique, bien que ce soit non significatif, qu'il y a mimétisme à la hauteur de 2,5 sous par dollar. Si on réorganise cette relation, on obtient qu'une augmentation de 10 % des dépenses des villes voisines, amène une augmentation de 0,25 % dans la ville sous-jacente. La différence est notable, 1 pour 16, elle abonde néanmoins dans le même sens. L'absence de variable de contrôle pour la dette est peut être à l'origine de cet écart. Les taxes sont beaucoup plus visibles que les dépenses totales, il est ainsi possible qu'une partie du mimétisme trouvé par *Gaboury*(2004) se retrouve dans la dette. Il est important aussi de mentionner que la méthodologie employée par *Gaboury*(2004) diffère de celle utilisée dans notre étude. En effet, l'auteure utilise une coupe instantanée pour l'année 2000 ce qui limite un peu la validité des résultats étant donnée que le problème de corrélation entre les variables dépendantes et le terme d'erreur n'est pas adressé.

On retrouve du mimétisme lorsqu'on utilise les deux autres matrices de pondération. On voit aussi un comportement qui peut paraître opportuniste avec le cycle électoral. En effet, les dichotomiques obtiennent toutes un coefficient très négatif et significatif pour l'année pré et postélectorale alors qu'on retrouve aucun effet l'année de l'élection. La meilleure matrice de pondération est celle de distance en kilomètre.

Le mimétisme est présent dans les dépenses de parc et terrain de jeux ainsi que dans les dépenses totales. Ces résultats sont cohérents avec ceux de *Foucault et Al* (2007) qui démontrait qu'il y avait du mimétisme dans les dépenses visibles. Les résultats pour l'enlèvement de la neige et les transports en commun quant à eux cadrent bien avec ce que *Hines et Al* (1993) appelaient du « spillover » c'est-à-dire du resquillage sur la

consommation de bien public d'une ville par une municipalité voisine. Finalement les dépenses en sécurité publique sont aussi cohérentes avec l'étude de Hanes en ce qui a trait au débordement. Reste les dépenses en enlèvements et traitements des ordures où aucune interaction n'a lieu. Ce résultat peut sans doute s'expliquer par le fait que le service est relativement homogène au travers la région étant donné entre autres des normes provinciales¹⁵.

Il est aussi intéressant de noter que les interactions sont généralement plus fortes en valeur absolue avec la matrice de distance et de voisin linguistique plutôt que simplement avec celle de distance. Ce résultat confirme donc notre hypothèse qu'il existe une certaine barrière linguistique aux différentes interactions stratégiques.

¹⁵ http://www.mddep.gouv.qc.ca/matieres/mat_res/index.htm

Conclusion

L'objet de cette étude était de déterminer quelles sont les interactions stratégiques entre les municipalités de la région de Montréal pour certaines dépenses précises. On démontre qu'il y a du mimétisme en ce qui a trait aux dépenses en parcs et terrains de jeux ainsi que pour les dépenses totales. Les autres types de dépenses étudiées montrent plutôt la présence de débordement. Nos résultats sont cohérents avec la littérature démontrant ainsi que la région de Montréal ne fait pas exception et ce, malgré l'absence de variable de parti politique.

Il serait néanmoins intéressant de recalculer suite aux fusions/défusions car depuis cet événement, des politiciens se sont affichés pro ou contre fusion ce qui pourrait être éventuellement intégré au modèle.

Bibliographie

Anselin L. (1988): "Spatial Econometrics: Method and Models", University of California.

Arellano et Bond (1991): "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations" *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2 (Apr., 1991), pp. 277-297

Brueckner J.K. (2003): "Strategic Interaction among local governments: an overview of empirical studies", *International Regional Science Review*, Volume 26, Number 2, April 2003, pp. 175-188.

Breusch, T S & Pagan, A R, (1980) : "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics," *Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing, vol. 47(1), pages 239-53, January

Case A., Rosen et Hines (1993): "Budget spillovers and fiscal policy interdependence", *Journal of public economics*, Volume 52, pp. 285-307."

Elhorst J.P, Allers M.A. (2005): "Tax Mimicking and Yardstick Competition Among Governments in the Netherlands", *International Tax and Public Finance*, Volume 12, pp. 493-513.

Elhorst J.P et Féret S. (2006) : " Social Expenditures and Yardstick Competition: French Evidence using a Spatial Panel Approach." Université de Rennes

Foucault, Madiès et Paty (2007) : "Public Spending Interactions and Local Politics. Empirical Evidence from French Municipalities"

Gaboury (2004): "Tax mimicking and sub-national entities: Evidence at the municipal level for Montréal, 2000?" Rapport de maîtrise Université de Montréal.

Hanes 2002: "Spatial Spillover Effects in the Swedish Local Rescue Services"
Department of Economics, Umeå University, SE-901 87 Umeå, Sweden.

Im, Pesaran et Shin (1997) "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels" *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.

Nickell (1981) : "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects" *Econometrica*, Vol. 49, No. 6 (Nov., 1981), pp. 1417-1426

Osbat (2004) : "Panel unit root and panel cointegration methods" *European Central Bank*

Pesaran (2004) : "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels"
University of Cambridge

Rodeano(2003) : "Fiscal Interactions among EU Countries", *University of Warwick*
Discussion Papers 680

Redoano(2007) : "FISCAL INTERACTIONS AMONG EUROPEAN COUNTRIES.
DOES THE EU MATTER? » *CESIFO WORKING PAPER NO. 1952*

SCHALTEGGER et KÜTTEL(2001) : "Exit, voice, and mimicking behavior: evidence from Swiss cantons" *University of St. Gallen, SIAW-HSG; 2University of Basel, Department of Economics*

Wooldridge (2003) : "Introductory Econometrics, 2^e, A modern approach" Prepared by *Wooldridge, Michigan State University*

Annexes

Liste des municipalités

Anjou	La Plaine	Montréal-Nord	Sainte-Catherine
Baie-d'Urfé	La Prairie	Montréal-Ouest	Sainte-Geneviève
Beaconsfield	Lachenaie	Mont-Royal	Sainte-Julie
Beauharnois	Lachine	Mont-Saint-Hilaire	Sainte-Marthe-sur-le-Lac
Bellefeuille	Lafontaine	Notre-Dame-de-l'Île-Perrot	Sainte-Thérèse
Beloil	LaSalle	Oka	Saint-Eustache
Blainville	L'Assomption	Otterburn Park	Saint-Hubert
Boisbriand	Laval	Outremont	Saint-Jérôme
Bois-des-Filion	Lavaltrie	Pierrefonds	Saint-Joseph-du-Lac
Boucherville	Le Gardeur	Pincourt	Saint-Lambert
Brossard	Lemoyne	Pointe-Calumet	Saint-Laurent
Candiac	Léry	Pointe-Claire	Saint-Lazare
Carignan	Les Cèdres	Pointe-des-Cascades	Saint-Léonard
Chambly	L'Île-Bizard	Repentigny	Saint-Mathias-sur-Richelieu
Charlemagne	L'île-Perrot	Richelieu	Saint-Mathieu-de-Beloil
Châteauguay	Longueuil	Rosemère	Saint-Philippe
Côte-Saint-Luc	Lorraine	Roxboro	Saint-Placide
Delson	Maple Grove	Saint-Amable	Saint-Sulpice
Deux-Montagnes	Mascouche	Saint-Antoine	Senneville
Dollard-des-Ormeaux	McMasterville	Saint-Antoine-de-Lavaltrie	Terrasse-Vaudreuil
Dorval	Melocheville	Saint-Basile-le-Grand	Terrebonne
Gore	Mercier	Saint-Bruno-de-Montarville	Varenes
Greenfield Park	Mirabel	Saint-Colomban	Vaudreuil-Dorion
Hampstead	Montréal	Saint-Constant	Vaudreuil-sur-le-Lac
Hudson	Montréal-Est	Sainte-Anne-de-Bellevue	Verdun
Kirkland		Sainte-Anne-des-Plaines	Wentworth
			Westmount

Test pour les dépenses en ordures

Est-ce que les “ai”s sont égaux à 0?

Effet fixe (matrice distance)

F test that all $u_i=0$: $F(103, 821) = 17.46$ Prob > F = 0.0000

Effet fixe (matrice voisin)

F test that all $u_i=0$: $F(103, 821) = 15.52$ Prob > F = 0.0000

Matrice distance linguistique

F test that all $u_i=0$: $F(103, 926) = 12.08$ Prob > F = 0.0000

Est-ce que les effets fixes sont statistiquement différent des effets aléatoires?

Matrice distance :

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\chi^2(11) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 100.48\end{aligned}$$

Prob>chi2 = 0.0000

(V_b-V_B is not positive definite)

On rejette l'hypothèse nulle que les deux coefficients ne sont pas différents.

Matrice voisin:

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\chi^2(11) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 37.69\end{aligned}$$

Prob>chi2 = 0.0001

(V_b-V_B is not positive definite)

On rejette l'hypothèse nulle que les deux coefficients ne sont pas différents.

Matrice distance linguistique;

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 46.47$$

$$\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0000$$

(V_b-V_B is not positive definite)

Test de présence de corrélation contemporaine entre individus pour une même période i.e. : $E(e_{it} e_{jt}) \neq 0$ pour $i \neq j$

Matrice voisin :

Pesaran's test of cross sectional independence = 17.970, Pr = 0.0000

Matrice Distance:

Pesaran's test of cross sectional independence = 11.976, Pr = 0.0000

Matrice distance linguistique

Arrelano Bond

Matrice Voisin:

Sargan test of over-identifying restrictions:

$$\text{chi2}(35) = 44.28 \quad \text{Prob} > \text{chi2} = 0.1351$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

$$H0: \text{no autocorrelation } z = -3.63 \quad \text{Pr} > z = 0.0003$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

$$H0: \text{no autocorrelation } z = 1.56 \quad \text{Pr} > z = 0.1179$$

Matrice Distance:

Sargan test of over-identifying restrictions:

$$\chi^2(35) = 45.22 \quad \text{Prob} > \chi^2 = 0.1156$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = -3.43 \quad \text{Pr} > z = 0.0006$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = 1.55 \quad \text{Pr} > z = 0.1217$$

Matrice distance linguistique

Sargan test of over-identifying restrictions:

$$\chi^2(35) = 45.95 \quad \text{Prob} > \chi^2 = 0.1020$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = -3.42 \quad \text{Pr} > z = 0.0006$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = 1.57 \quad \text{Pr} > z = 0.1158$$

Test Fisher

Matrice Voisin

$$F(10,926) = 6.93$$

Matrice Distance

$$F(10,926) = 6.98$$

Matrice Distance linguistique

$$F(10,926) = 7.02$$

Test pour les dépenses en enlèvement de la neige

Est-ce que les “ai”s sont égaux à 0?

Matrice de distance :

F test that all $u_i=0$: $F(103, 821) = 138.52$ Prob > F = 0.0000

Matrice de voisin :

F test that all $u_i=0$: $F(103, 821) = 122.34$ Prob > F = 0.0000

Matrice distance linguistique:

F test that all $u_i=0$: $F(103, 926) = 54.89$ Prob > F = 0.0000

Est-ce que les effets fixes sont statistiquement différent des effets aléatoires?

Matrice voisin :

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\text{chi2}(10) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 137.04\end{aligned}$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

On rejette l'hypothèse nulle que les deux coefficients ne sont pas différents.

Matrice distance :

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\text{chi2}(10) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 137.04\end{aligned}$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

On rejette l'hypothèse nulle que les deux coefficients ne sont pas différents.

Matrice distance linguistique

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\chi^2(10) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 49.21$$

$$\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$$

($V_b - V_B$ is not positive definite)

Test de présence de corrélation contemporaine entre individus pour une même période i.e. : $E(e_{it} e_{jt}) \neq 0$ pour $i \neq j$

Matrice distance :

$$\text{Pesaran's test of cross sectional independence} = 27.246, \text{Pr} = 0.0000$$

Matrice de voisin:

$$\text{Pesaran's test of cross sectional independence} = 29.353, \text{Pr} = 0.0000$$

Matrice distance linguistique:

$$\text{Pesaran's test of cross sectional independence} = 25.328, \text{Pr} = 0.0000$$

Arrelano-Bond

Matrice de voisin

Sargan test of over-identifying restrictions:

$$\chi^2(33) = 48.83 \quad \text{Prob} > \chi^2 = 0.0374$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = -1.05 \quad \text{Pr} > z = 0.2920$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = 0.50 \quad \text{Pr} > z = 0.6181$$

Matrice de distance

Sargan test of over-identifying restrictions:

$$\chi^2(33) = 48.60 \quad \text{Prob} > \chi^2 = 0.0392$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

H0: no autocorrelation $z = -1.52$ $\text{Pr} > z = 0.1276$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

H0: no autocorrelation $z = 0.50$ $\text{Pr} > z = 0.6164$

Matrice distance linguistique:

Sargan test of over-identifying restrictions:

$\text{chi}^2(33) = 49.14$ $\text{Prob} > \text{chi}^2 = 0.0351$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

H0: no autocorrelation $z = -1.58$ $\text{Pr} > z = 0.1152$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

H0: no autocorrelation $z = 0.53$ $\text{Pr} > z = 0.5960$

Test Fisher

Matrice voisin :

$F(10,926) = 12.36$

Matrice Distance:

$F(10,926) = 17.24$

Matrice de distance linguistique

$F(10,926) = 16.42$

Test pour les dépenses en Parc et Terrain de jeux

Est-ce que les “ai”s sont égaux à 0?

Matrice de distance :

F test that all $u_i=0$: $F(103, 821) = 67.27$ Prob > F = 0.0000

Matrice de voisin :

F test that all $u_i=0$: $F(103, 821) = 72.82$ Prob > F = 0.0000

Matrice de distance linguistique

F test that all $u_i=0$: $F(103, 926) = 50.05$ Prob > F = 0.0000

Est-ce que les effets fixes sont statistiquement différent des effets aléatoires?

Matrice voisin :

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\chi^2(11) &= (b-B)[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 55.63\end{aligned}$$

$$\text{Prob}>\chi^2 = 0.0000$$

Matrice Distance :

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\chi^2(11) &= (b-B)[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 49.03\end{aligned}$$

$$\text{Prob}>\chi^2 = 0.0000$$

Matrice distance linguistique

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\chi^2(10) &= (b-B)[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 48.57\end{aligned}$$

$$\text{Prob}>\chi^2 = 0.0000$$

(V_b-V_B is not positive definite)

Test de présence de corrélation contemporaine entre individus pour une même période i.e. : $E(e_{it} e_{jt}) \neq 0$ pour $i \neq j$

Matrice voisin :

Pesaran's test of cross sectional independence = 10.022, Pr = 0.0000

Matrice Distance:

Pesaran's test of cross sectional independence = 10.901, Pr = 0.0000

Matrice de distance linguistique

Pesaran's test of cross sectional independence = 11.926, Pr = 0.0000

Arrelano-Bond

Matrice de voisin:

Sargan test of over-identifying restrictions:

$$\chi^2(35) = 43.89 \quad \text{Prob} > \chi^2 = 0.1440$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = -4.63 \quad \text{Pr} > z = 0.0000$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = -0.07 \quad \text{Pr} > z = 0.9481$$

Matrice Distance :

Sargan test of over-identifying restrictions:

$$\chi^2(35) = 43.30 \quad \text{Prob} > \chi^2 = 0.1583$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = -4.23 \quad \text{Pr} > z = 0.0000$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = 0.04 \quad \text{Pr} > z = 0.9681$$

Matrice de distance linguistique

Sargan test of over-identifying restrictions:

$$\chi^2(35) = 43.67 \quad \text{Prob} > \chi^2 = 0.1493$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

H0: no autocorrelation $z = -4.52$ $\Pr > z = 0.0000$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

H0: no autocorrelation $z = 0.10$ $\Pr > z = 0.9197$

Test Fisher

Matrice voisin :

$$F(10,926) = 13.88$$

Matrice Distance:

$$F(10,926) = 12.06$$

Matrice de distance linguistique

$$F(10,926) = 12.71$$

Test pour les dépenses en transport en commun

Est-ce que les “ai”s sont égaux à 0?

Matrice distance :

F test that all $u_i=0$: $F(103, 820) = 450.00$ Prob > F = 0.0000

Matrice voisin:

F test that all $u_i=0$: $F(103, 820) = 462.32$ Prob > F = 0.0000

Matrice de distance linguistique:

F test that all $u_i=0$: $F(103, 926) = 190.66$ Prob > F = 0.0000

Est-ce que les effets fixes sont statistiquement différent des effets aléatoires?

Matrice voisin :

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \chi^2(11) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= -0.15 \quad \chi^2 < 0 \implies \text{model fitted on these} \\ &\quad \text{data fails to meet the asymptotic} \\ &\quad \text{assumptions of the Hausman test;} \end{aligned}$$

Matrice Distance:

$$\begin{aligned} \chi^2(11) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= -89.85 \quad \chi^2 < 0 \implies \text{model fitted on these} \\ &\quad \text{data fails to meet the asymptotic} \\ &\quad \text{assumptions of the Hausman test;} \end{aligned}$$

La différence entre les estimateurs FE et RE ne sont pas systématique pour les dépenses en transport en commun. On perd donc inutilement une centaine d'observations.

Matrice de distance linguistique :

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\text{chi2}(10) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 86.96\end{aligned}$$

$$\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0000$$

(V_b-V_B is not positive definite)

Test de présence de corrélation contemporaine entre individus pour une même période i.e. : $E(e_{it} e_{jt}) \neq 0$ pour $i \neq j$

Matrice voisin :

Pesaran's test of cross sectional independence = 28.750, Pr = 0.0000

Matrice Distance:

Pesaran's test of cross sectional independence = 36.393, Pr = 0.0000

Matrice Distance linguistique:

Pesaran's test of cross sectional independence = 58.360, Pr = 0.0000

Arrelano-Bond

Matrice de voisin

Sargan test of over-identifying restrictions:

$$\text{chi2}(35) = 68.93 \quad \text{Prob} > \text{chi2} = 0.0005$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

$$H0: \text{no autocorrelation} \quad z = -0.88 \quad \text{Pr} > z = 0.3789$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

$$H0: \text{no autocorrelation} \quad z = 2.75 \quad \text{Pr} > z = 0.0060$$

Matrice de distance :

Sargan test of over-identifying restrictions:

$$\text{chi2}(35) = 70.25 \quad \text{Prob} > \text{chi2} = 0.0004$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

$$\text{H0: no autocorrelation } z = -1.45 \quad \text{Pr} > z = 0.1485$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

$$\text{H0: no autocorrelation } z = 2.84 \quad \text{Pr} > z = 0.0044$$

Matrice de distance linguistique :

Sargan test of over-identifying restrictions:

$$\text{chi2}(35) = 70.73 \quad \text{Prob} > \text{chi2} = 0.0003$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

$$\text{H0: no autocorrelation } z = -1.23 \quad \text{Pr} > z = 0.2171$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

$$\text{H0: no autocorrelation } z = 2.70 \quad \text{Pr} > z = 0.0069$$

Test Fisher

Matrice de voisin

$$F(10,926) = 10.90$$

Matrice de distance:

$$F(10,926) = 13.59$$

Matrice de distance linguistique

$$F(10,926) = 11.74$$

Test pour les dépenses en Police

Est-ce que les “ai”s sont égaux à 0?

Matrice distance :

F test that all $u_i=0$: $F(103, 821) = 206.87$ Prob > F = 0.0000

Matrice voisin:

F test that all $u_i=0$: $F(103, 821) = 228.12$ Prob > F = 0.0000

Matrice de distance linguistique:

F test that all $u_i=0$: $F(103, 926) = 140.65$ Prob > F = 0.0000

Est-ce que les effets fixes sont statistiquement différent des effets aléatoires?

Matrice voisin :

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\chi^2(10) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 105.62\end{aligned}$$

$$\text{Prob}>\chi^2 = 0.0000$$

Matrice Distance:

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\chi^2(10) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= -106.38\end{aligned}$$

$\chi^2 < 0 \implies$ model fitted on these

data fails to meet the asymptotic

assumptions of the Hausman test;

On découvre que les estimateurs sont différents pour la matrice de voisin, alors il serait très surprenant que les effets fixes ne soient plus nécessaire lorsqu'on change de matrice de pondération. Nous ignorerons donc ce test non concluant.

Matrice de distance linguistique :

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\chi^2(9) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 5211.91\end{aligned}$$

$$\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$$

(V_b-V_B is not positive definite)

Test de présence de corrélation contemporaine entre individus pour une même période i.e. : $E(e_{it} e_{jt}) \neq 0$ pour $i \neq j$

Matrice de distance

Pesaran's test of cross sectional independence = 14.757, Pr = 0.0000

Matrice voisin

Pesaran's test of cross sectional independence = 11.926, Pr = 0.0000

Matrice de distance linguistique :

Pesaran's test of cross sectional independence = 16.376, Pr = 0.0000

Arrelano-Bond

Matrice de voisin

Sargan test of over-identifying restrictions:

$$\chi^2(35) = 63.86 \quad \text{Prob} > \chi^2 = 0.0020$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = -3.15 \quad \text{Pr} > z = 0.0016$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = -1.22 \quad \text{Pr} > z = 0.2229$$

Matrice de distance:

Sargan test of over-identifying restrictions:

$$\chi^2(35) = 53.84 \quad \text{Prob} > \chi^2 = 0.0218$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = -3.11 \quad \text{Pr} > z = 0.0019$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = -1.39 \quad \text{Pr} > z = 0.1632$$

Matrice de distance linguistique

Sargan test of over-identifying restrictions:

$$\chi^2(35) = 53.37 \quad \text{Prob} > \chi^2 = 0.0241$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = -3.13 \quad \text{Pr} > z = 0.0017$$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

$$H_0: \text{no autocorrelation} \quad z = -1.40 \quad \text{Pr} > z = 0.1619$$

Test Fisher

Matrice de voisin

$$F(10,926) = 20.59$$

Matrice de distance:

$$F(10,926) = 15.94$$

Matrice de distance linguistique

$$F(10,926) = 15.16$$

Test pour les dépenses totales

Est-ce que les “ai”s sont égaux à 0?

Matrice distance :

F test that all $u_i=0$: $F(103, 926) = 149.29$ Prob > F = 0.0000

Matrice voisin:

F test that all $u_i=0$: $F(103, 926) = 157.62$ Prob > F = 0.0000

Matrice de distance linguistique:

F test that all $u_i=0$: $F(103, 926) = 151.80$ Prob > F = 0.0000

Est-ce que les effets fixes sont statistiquement différent des effets aléatoires?

Matrice voisin :

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\text{chi2}(9) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 52.17\end{aligned}$$

Prob>chi2 = 0.0000

(V_b-V_B is not positive definite)

Matrice Distance:

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned}\text{chi2}(10) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 34.03\end{aligned}$$

Prob>chi2 = 0.0002

(V_b-V_B is not positive definite)

Test de présence de corrélation contemporaine entre individus pour une même période i.e. : $E(e_{it} e_{jt}) \neq 0$ pour $i \neq j$

Matrice de distance

Frees' test of cross sectional independence = 9.277

Matrice voisin

Frees' test of cross sectional independence = 9.338

Matrice de distance linguistique:

Frees' test of cross sectional independence = 8.961

Arrelano-Bond

Matrice de voisin

Sargan test of over-identifying restrictions:

$\chi^2(35) = 60.53$ Prob > $\chi^2 = 0.0047$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

H0: no autocorrelation $z = -2.18$ Pr > $z = 0.0292$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

H0: no autocorrelation $z = -0.88$ Pr > $z = 0.3778$

Matrice de distance:

Sargan test of over-identifying restrictions:

$\chi^2(35) = 60.30$ Prob > $\chi^2 = 0.0050$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

H0: no autocorrelation $z = -2.18$ Pr > $z = 0.0292$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

H0: no autocorrelation $z = -0.94$ Pr > $z = 0.3463$

Matrice de distance linguistique :

Sargan test of over-identifying restrictions:

$\chi^2(35) = 61.21$ Prob > $\chi^2 = 0.0040$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:

H0: no autocorrelation $z = -2.19$ $\Pr > z = 0.0286$

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:

H0: no autocorrelation $z = -0.94$ $\Pr > z = 0.3489$

Test de Fisher

Matrice de distance

$F(10,926) = 8.46$

Matrice voisin

$F(10,926) = 8.17$

Matrice de distance linguistique:

$F(10,926) = 8.11$