

This is the peer reviewed version of the following article:

Leloup, Xavier. 2015. "La fluidité de l'espace montréalais : étude sur la diffusion de la diversité ethnoculturelle à Montréal entre 2001 et 2006." *The Canadian Geographer / Le Géographe canadien* 59 (3):328-340. doi: 10.1111/cag.12172.

which has been published in final form at <http://doi.org/10.1111/cag.12172>. This article may be used for non-commercial purposes in accordance with [Wiley Terms and Conditions for Self-Archiving](#)."

**La fluidité de l'espace montréalais : étude sur la diffusion de la diversité
ethnoculturelle à Montréal entre 2001 et 2006**

Titre court : Diffusion de la diversité ethnoculturelle à Montréal

Xavier Leloup
Centre Urbanisation Culture Société, Institut national de la recherche scientifique

Correspondence to/ Adresse de correspondance : Xavier Leloup, Centre Urbanisation Culture Société, Institut national de la recherche scientifique, 385 rue Sherbrooke Est, Montréal, (QC) H2X 1E2. Email/Courriel : xavier.leloup@ucs.inrs.ca

Résumé. L'accroissement récent de la diversité ethnoculturelle a soulevé de nombreuses questions au sein des pays d'immigration. L'une d'entre elles porte sur les processus ou mécanismes conduisant à la formation de quartiers «intégrés» ou pluriethniques.

Différents modèles ont été élaborés afin d'expliquer l'évolution du phénomène. Après en avoir rappelé les principales composantes, l'article s'attarde à tester l'hypothèse de la fluidité de l'espace énoncée par deux auteures à propos de Montréal (Germain et Poirier 2007). Il propose un test empirique en mobilisant différents outils de l'analyse spatiale, une analyse de régression et un modèle d'équations structurelles. S'il confirme globalement l'hypothèse de la fluidité, il met aussi en évidence un processus de stratification spatiale des groupes minoritaires en fonction du statut sociodémographique des quartiers.

Mots clés. Diversité ethnoculturelle; Montréal; quartier; ségrégation résidentielle.

**The fluidity of Montréal space: A study of the diffusion of ethno-cultural diversity
between 2001 and 2006**

Abstract. The recent increase in ethno-cultural diversity has raised numerous questions in countries of immigration. One of them focuses on the processes and mechanisms that lead to the creation of integrated or multiethnic neighbourhoods. To address it, various models were elaborated to explain the phenomenon. We will first recall the main features of these various models. Afterward, we test the hypothesis proposed by Germain and Poirier (2007) to explain the evolution of ethno cultural diversity in Montréal. This hypothesis supposes that it has evolved in a context where fluidity was central. Our aim is to propose an empirical test of this hypothesis using several methods (i.e. spatial analysis tools, regression model and structural equation modeling). The results confirm the “fluidity” hypothesis, even if they also stress a stratification process between the various minority groups linked to neighbourhood socio-demographic characteristics.

Keywords. Ethno-cultural diversity; Montréal; neighbourhood; residential segregation.

Introduction

La diversité ethnoculturelle a fait l’objet de vifs débats ces dernières années. Un des principaux points traités touche aux effets qu’elle pourrait avoir sur la cohésion sociale, certains auteurs affirmant qu’elle l’affaiblirait à l’échelle locale (Alesina et La Ferrara 2002; Rajulton, Ravanera et Beaujot 2006; Putnam 2007), d’autres montrant plutôt qu’elle y aurait peu d’effet (Greif 2009; Ray et Preston 2009; Britton 2011). Ces débats sont liés à l’accroissement de l’immigration survenu dans plusieurs pays du «Nord Global». Le Québec n’a pas échappé à certains d’entre eux. La décennie 2010 aura en effet été marquée par une immigration soutenue et diversifiée. Plusieurs controverses ont ainsi animé l’opinion publique durant la même période, conduisant entre autres à la mise

sur pied en 2007 d'une Commission de consultation sur les pratiques d'accommodement en lien avec la diversité culturelle (Commission Bouchard/Taylor). Un des points qui aura retenu l'attention durant les travaux préparatoires et la tenue de la Commission aura été le risque supposé d'enclavement ou de «ghettoïsation» des immigrants. Le plus grand nombre exprimant un certain malaise relatif à des communautés qui vivraient repliées sur elles-mêmes et en vase clos (pour un exemple de ce type de discours, voir Lisée 2010).

C'est à ce dernier point que nous voudrions nous attarder, non pas en démontrant une fois de plus l'inexistence de ghettos au Canada (Walks et Bourne 2006), mais plutôt en proposant une analyse de l'évolution de la diversité ethnoculturelle à l'échelle des quartiers de la région métropolitaine de Montréal entre 2001 et 2006. Cette analyse rejoint ainsi une série de travaux qui tentent aujourd'hui d'expliquer l'émergence de ce phénomène et dont les principaux modèles explicatifs ont été développés dans le sillage des études nord-américaines sur la ségrégation résidentielle. Elle pose comme hypothèse que cette évolution a été marquée par la fluidité à Montréal, ce qui a contribué à sa diffusion accrue dans l'espace.

La diversité ethnoculturelle comme objet sociodémographique

Le premier modèle mobilisé est celui de l'invasion-succession. Il présuppose que lorsque la proportion d'un groupe minoritaire atteint un certain seuil dans un quartier, il se produit un exode rapide de la majorité. Selon ce modèle, la diversité ne peut être qu'un état transitoire (Wilson et Taub 2007). Ce modèle a surtout permis d'expliquer le phénomène du *white flight* dans les villes étatsuniennes. Il peine cependant à prendre en compte l'apparition durable de quartiers dits «intégrés» dans un contexte où la population des États-Unis s'est diversifiée (Iceland 2004; Ellen, Horn et O'Regan 2012).

Les limites précédentes ont poussé deux chercheurs à développer un modèle alternatif (Frey et Farley 1996). Ils s'appuient pour cela sur certains acquis des travaux sur les contacts intergroupes. Ils parlent ainsi d'un possible effet «pare-chocs» ou «amortisseur» (*buffer*) lorsque la majorité est exposée à un groupe minoritaire dont la position sociale et culturelle lui apparaît moins menaçante. L'ordre d'entrée des différents groupes déterminerait ainsi l'issue finale du processus de diversification. L'entrée de jeunes de seconde génération et issus des populations latino-américaines et asiatiques favoriserait la transition vers un quartier plus hétérogène et intégrant toutes les composantes de la société. Les auteurs testent cette hypothèse dans une perspective comparative, les quartiers «intégrés» devant être plus nombreux dans les villes les plus diversifiées.

La démonstration précédente souffre cependant de certaines limites. Elle ne permet pas de suivre les différentes voies qui aboutissent à l'état «intégré» des quartiers. Deux chercheurs ont poursuivi cet objectif en produisant une étude de l'évolution de la composition ethnoculturelle des quartiers des grandes villes étatsuniennes sur plusieurs décennies (Logan et Zhang 2010). Leurs résultats apparaissent mitigés. Puisque, s'ils confirment que les quartiers homogènes blancs sont bien en diminution et que la formation des quartiers «intégrés» suit le modèle envisagé par la théorie du *buffer*, ils notent aussi que certains quartiers vivent un processus comparable à celui d'une invasion-succession. Ce dernier implique toutefois aujourd'hui l'ensemble des groupes minoritaires et pas seulement les noirs. L'analyse montre enfin que la diversification d'un quartier ne se fait jamais à la suite de l'entrée d'une population blanche.

Cette dernière observation s'explique en partie à l'aide des modèles qui s'intéressent à la stratification sociospatiale et qui intègrent les préférences des ménages. Les choix de localisation peuvent en effet varier d'un groupe à l'autre ainsi que leurs capacités respectives à les réaliser. L'identité ethnoculturelle joue un rôle dans ce processus. Plusieurs études ont ainsi montré que même lorsqu'ils élevaient leur niveau socioéconomique, les ménages noirs continuaient à être plus ségrégués et isolés dans l'espace résidentiel (Massey et Denton 1993; Darden et Kamel 2000). La même observation a pu être faite dans des contextes moins ségrégués et à propos d'autres groupes minoritaires (Kesteloot 1990; Deurloo et Musterd 1998; Myles et Hou 2003; Leloup et Zhu 2006). Cette tendance est en partie attribuable à la préférence qu'ont les ménages majoritaires à résider dans des quartiers plus homogènes (Charles 2000) et où ils peuvent disposer d'un meilleur environnement urbain (pour une explicitation du modèle général, voir van Duijn et Rouwendal 2012). La composition ethnoculturelle d'un quartier devient de la sorte un indicateur de sa qualité potentielle. Elle explique aussi pourquoi des écarts subsistent entre les différents groupes quant à leur réussite résidentielle (*locational attainment*) (Alba et Logan 1992).

Les modèles précédents peinent cependant à expliquer l'ensemble des phénomènes observés actuellement. Deux raisons peuvent l'expliquer. La première est la diversification accrue de l'immigration à destination des pays d'établissement, comme le Canada, par exemple. Cette diversification est en partie imputable aux politiques d'immigration qui visent une sélection des candidats sur la base de leur employabilité (voir, par exemple, Ley 1999). Les trajectoires résidentielles des immigrants se sont dès lors aussi diversifiées et elles ne suivent plus systématiquement un modèle

assimilationniste, les immigrants sautant souvent l'étape du quartier fondateur et proche du centre-ville (Mendez 2009).

La seconde touche l'ensemble de la population urbaine. Sous l'effet de l'avancée des technologies de l'information et de la communication, nous avons assisté à un accroissement des mobilités et des échanges. L'accès plus aisé au transport individuel a pu ainsi en partie libérer les activités quotidiennes de la contrainte de l'espace. De même, le développement des technologies de l'information a largement contribué à l'émergence de liens transnationaux (Schiller 2011). Ces différentes évolutions ont été synthétisées dans un modèle qui vise à expliquer les nouvelles tendances observées dans l'installation des immigrants. Le modèle de l'«hétérolocalisme» prédit ainsi une diffusion rapide des immigrants à un ensemble de quartiers diversifiés, entre autres, parce qu'ils seraient moins contraints de passer par une concentration résidentielle spécifique pour maintenir des liens communautaires (Zelinski et Lee 1998).

Deux chercheuses vont reprendre une partie de ces observations pour saisir les évolutions de la géographie de l'immigration à Montréal (Germain et Poirier 2007). Pour décrire l'ensemble de ces évolutions, elles proposent d'avoir recours à la métaphore du «fluide», soulignant qu'«aujourd'hui l'Étranger [en référence au texte fondateur de Simmel], et notamment l'immigrant [...] est partout autour de nous» et que cela nécessite de reposer les «conditions d'un bon régime de proximité/distance» entre groupes (Germain et Poirier 2007 :108). En ce sens, la fluidité est à comprendre comme un qualificatif désignant un phénomène insaisissable et malléable, puisqu'il peut prendre la forme de n'importe quel contenant.

Un des objectifs de la présente étude vise à donner un sens plus opérationnel à cette métaphore. Un premier indice de cette fluidité est assez facile à identifier dans les deux cartes de la figure 1 qui montrent bien que la diversité ethnoculturelle, mesurée au moyen d'un indice d'entropie et de la catégorie de minorité visible, s'est propagée en 2006 à des quartiers auparavant peu touchés par le phénomène. Cette observation n'est cependant pas suffisante pour confirmer que la diversité ethnoculturelle se diffuserait de manière fluide à Montréal. Pour répondre de manière plus satisfaisante à cette question, il faut mobiliser des techniques d'analyse spatiale et statistique plus poussées et permettant, entre autres, d'identifier dans quel contexte une telle diffusion a pu s'opérer.

Insert Figure 1 here

Méthodologie

La mesure de la diversité ethnoculturelle soulève plusieurs enjeux méthodologiques. Le premier consiste à choisir la variable qui la mesure, ce qui est complexe et les choix possibles restent souvent insatisfaisants. Plusieurs auteurs soulignent néanmoins l'utilité d'établir des statistiques sur le sujet dans les sociétés marquées par l'immigration et où les inégalités suivent des divisions non seulement sociales, mais aussi ethniques (Simon et Piché 2012). Dans le cadre de cette étude, nous avons choisi la variable de minorité visible, telle que définie dans le recensement canadien. Elle est mesurée de manière inchangée depuis 1996, ce qui en assure la comparabilité dans le temps. Elle inclut l'ensemble de la population immigrante et non immigrante. Les travaux sur la stratification sociospatiale et plus largement la ségrégation résidentielle ont mis en évidence que le caractère visible d'une minorité avait un rôle dans les stratégies d'évitement ou de déménagement des ménages issus de la majorité (Havekes et al. 2014).

Il convient bien entendu d'être conscient des limites que présente cette variable, dont celles de masquer des différences plus fines ou d'essentialiser des groupes. Il faut donc la concevoir comme une manière parmi d'autres de décrire la diversité ethnoculturelle, laquelle a cependant une certaine pertinence dans le contexte montréalais actuel, où les différents groupes de minorité visible sont en croissance (Tableau 1).

Insert Tableau 1 Here

L'unité spatiale à laquelle la diversité est mesurée constitue un autre point qui mérite une attention particulière. La solution la plus souvent retenue par les travaux existants considère le secteur de recensement (SR) comme une approximation des quartiers. Il est cependant judicieux de se questionner sur la pertinence d'un tel choix. Les concentrations ethniques ou de la pauvreté peuvent varier selon l'échelle spatiale (Allen et Turner 1995; Apparicio et al. 2008). Elles ont en effet tendance à augmenter lorsque l'on passe à des échelles plus fines. Les taux de ségrégation sont ainsi plus élevés à l'échelle des blocs ou des AD qu'à celle des SR, une relation que nous avons aussi vérifiée pour Montréal. Afin d'alléger le texte, certains aspects techniques de la démarche sont repris dans une annexe disponible en ligne : <http://www.uqs.inrs.ca/xavier-leloup?f=publications>. Le recours à des unités de plus petite dimension permet alors d'éviter de surestimer le phénomène étudié. C'est pourquoi nous avons retenu les AD comme unité spatiale pour cette étude. Il s'agit de petites unités spatiales comptant de 400 à 600 personnes. Elles prennent souvent la forme d'un îlot ou d'un petit nombre d'îlots et de rues dans les quartiers centraux. En banlieue, elles constituent des unités de plus grande superficie. Les frontières de certaines AD ayant pu évoluer entre les deux recensements, nous avons utilisé le tableau de correspondances fourni par Statistique

Canada afin de ramener les frontières et effectifs des AD de 2006 à celles de 2001. Le territoire de l'étude est ainsi constitué par la région métropolitaine de recensement (RMR) de Montréal en 2001, ce qui en exclut certaines banlieues qui y ont été intégrées en 2006.

Pour mesurer la diversité à l'échelle des AD, nous avons retenu l'indice d'entropie ($H2$) (voir l'annexe technique) qui varie entre 0 (homogénéité parfaite) et 1 (hétérogénéité parfaite). Nous l'appliquons aux données de recensement de 2001 et 2006. L'indice d'entropie a été calculé à l'aide de l'application Geo-Segregation Analyzer (Apparicio et al. 2012).

L'idée centrale de cette étude cherche à déterminer si on peut qualifier de fluide l'évolution et la diffusion spatiale de la diversité ethnoculturelle récente à Montréal. Pour tester cette hypothèse, la variation de l'indice d'entropie entre 2001 et 2006 (différence des indices de 2006 et de 2001) est utilisée comme variable dépendante. Au plan opérationnel, une première analyse a recours à l'indice de Moran (I de Moran) afin de déterminer si l'évolution de la diversité ethnoculturelle a suivi un motif spatial particulier (voir l'annexe technique). Le calcul de cet indice implique une matrice des poids spatiaux mesurant la proximité entre les unités spatiales. Plusieurs méthodes sont disponibles pour calculer ces poids. Dans cette étude, nous avons retenu la méthode dite de la reine (*queen*) et d'ordre un. Elle considère comme proche deux unités spatiales qui partagent au moins un point de jonction, quelle qu'en soit la nature. L'indice de Moran permet de détecter l'autocorrélation spatiale, tant au niveau global que local. Dans le premier cas, il fournit une indication sur la plus ou moins grande dépendance d'un phénomène dans l'espace. Dans le second, il permet d'identifier les espaces contigus qui partagent une

même caractéristique (Anselin 1995). L'indice varie entre -1 (autocorrélation négative parfaite) et +1 (autocorrélation positive parfaite). Il s'agit d'une statistique inférentielle qui permet de vérifier, avec une certaine marge d'erreur, si un phénomène se distribue aléatoirement dans l'espace. L'application OpenGeoDa 1.0.1 a été utilisée pour mener ces analyses.

Une seconde analyse s'intéresse à la composante démographique de la diversité ethnoculturelle. Pour que l'hypothèse générale de la fluidité se vérifie, il faut s'écarter d'une évolution où un nombre réduit de groupes contribue à son accroissement, alors que les autres en seraient tenus à l'écart (Logan et Zhang 2010). Pour le vérifier, nous avons estimé un modèle de régression multiple dont la variable dépendante est le taux de variation de l'indice d'entropie (la forme complète du modèle est présentée dans l'annexe technique). Les variables indépendantes forment deux groupes. Le premier reprend l'ensemble des taux de variation des effectifs de minorité visible à l'échelle des AD (afin de voir quels groupes contribuent positivement à l'évolution de la diversité ethnoculturelle) et le second les quotients de localisation des mêmes minorités en 2001. Comme le premier groupe est constitué de taux bruts, l'interprétation est simple, un coefficient positif indique que l'augmentation d'un groupe particulier a eu un effet positif sur la croissance de la diversité ethnoculturelle. Les variables du second groupe requièrent une explication complémentaire. Il faut d'abord préciser que le quotient de localisation mesure la concentration relative d'un groupe dans l'espace. Il se définit comme le rapport entre la proportion du groupe dans une AD et sa proportion dans la population totale. Il est donc proche de l'unité si les deux proportions sont proches. Il est supérieur à l'unité si un groupe est surreprésenté dans un quartier et inférieur à l'unité

dans le cas inverse. L'introduction de ces variables dans le modèle de régression permet de contrôler l'effet possible du phénomène d'agrégation spatiale souvent prêté aux groupes minoritaires. Un coefficient positif dans la régression indique que l'accroissement de la diversité ethnoculturelle se fait principalement dans les quartiers où les groupes de minorité visible étaient surreprésentés en 2001. Le modèle a été estimé à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires et en appliquant une méthode de correction pour l'hétéroscédasticité (White 1980) disponible dans la procédure PROC REG de SAS.

Enfin, si les deux analyses précédentes confirment l'idée d'une fluidité de la diversité ethnoculturelle, il reste encore à déterminer si cette évolution échappe, en tout ou en partie, à une stratification spatiale liée au statut socioéconomique et à la qualité des quartiers. Il est en effet possible d'envisager que les groupes minoritaires n'ont pas tous accès également aux quartiers et que la diversité ethnoculturelle, bien qu'elle se soit diffusée dans l'espace, l'ait fait principalement dans des quartiers moins favorisés et en déclin (Iceland 2004; Logan et Zhang 2010). Pour tester cette hypothèse complémentaire, nous avons eu recours à une analyse du chemin (*path analysis*) menée à l'aide d'un système d'équations structurelles (Kline 2011). Cette technique statistique permet de tester les relations qu'entretiennent entre elles plusieurs variables au moyen d'un ensemble d'équations estimées simultanément. Une représentation schématique du modèle est disponible dans l'annexe technique. La principale variable endogène du modèle, celle dont nous tentons d'expliquer la variation, est à nouveau le taux de variation de l'indice d'entropie. Elle est liée dans le modèle à un autre ensemble de variables endogènes, les taux de variation des effectifs de huit groupes de minorité visible

(les plus importants). Ces huit variables endogènes sont elles-mêmes reliées à un ensemble de sept variables décrivant les quartiers au plan sociodémographique en 2001 : le revenu moyen des ménages (exprimé sous la forme d'un logarithme), le pourcentage de ménages à faible revenu, la durée d'immigration (décrite en cinq catégories), la date de construction des logements (six catégories), le pourcentage des personnes âgées de 65 ans et plus, le pourcentage de ménages ayant déménagé durant les cinq dernières années et enfin, le quotient de localisation de chacun des groupes dont l'équation estime le taux de variation. Les variances et covariances des variables retenues dans le modèle sont traitées comme des variables exogènes. Elles sont donc prises en compte dans l'estimation du modèle, mais pas dans son interprétation (aucune hypothèse n'est formulée à leur sujet). Le modèle d'équations structurelles a été estimé avec la méthode du maximum de vraisemblance et en utilisant la procédure PROC CALIS de SAS.

Notons que le nombre d'AD varie d'une analyse à l'autre en raison de la présence de certaines données manquantes. Le nombre d'observations (N) est de ce fait plus faible dans le modèle de régression linéaire et dans le modèle d'équations structurelles.

Résultats

Absence de motif spatial

L'indice de Moran de la variation de l'indice d'entropie vérifie la présence de motif spatial particulier dans la diffusion de la diversité ethnoculturelle entre 2001 et 2006. Il indique que la diversité ethnoculturelle a varié dans l'espace selon une faible autocorrélation spatiale positive (indice de Moran du taux de variation de l'indice d'entropie = 0,05, $p < 0,01$, $N = 5810$). Bien que significative, cette valeur apparaît faible car elle porte sur un nombre élevé d'observations, ce qui rend l'indice plus sensible à une

déviations, même minimale, par rapport à une distribution aléatoire du phénomène. Nous avons aussi cherché à savoir si l'évolution de la diversité ethnoculturelle était liée à son niveau au début de la période d'observation en calculant un indice de Moran bivarié entre l'entropie en 2001 et sa variation entre 2001 et 2006. Le résultat indique à nouveau une faible, bien que significative, autocorrélation spatiale positive entre les deux variables (l'indice de Moran entre les deux variables atteint 0,03, $p < 0,01$, $N = 5810$). Ce résultat signifie que la diversité ethnoculturelle ne s'est pas accrue principalement dans des quartiers adjacents à ceux déjà diversifiés en 2001.

La diversité ethnoculturelle semble donc s'être diffusée de manière plutôt fluide dans l'espace montréalais, et ce, même sur une courte période de cinq ans. Les résultats significatifs obtenus pour l'indice de Moran global nous poussent cependant à creuser cette question avec une mesure locale de l'indice de Moran (LISA). Pour visualiser les résultats, on utilise une classification en quatre catégories : fort/fort (deux ou plusieurs unités proches présentent un niveau élevé du phénomène), faible/faible (l'inverse du cas précédent), fort/faible (une unité dont le niveau du phénomène est élevé est entourée d'unités où il est faible) et faible/fort (situation inverse à la précédente).

Insert Figure 2 here

La figure 2 présente les résultats obtenus. La partie supérieure de la figure 2 montre la répartition spatiale de la variation de l'indice d'entropie, alors que sa partie inférieure reprend les quatre catégories. Ces deux cartes montrent que la diffusion de la diversité ethnoculturelle s'est opérée sans qu'apparaisse un motif spatial clair. Elle s'est en effet accrue dans des quartiers dispersés dans l'espace (la catégorie 1 – fort/fort regroupe un très petit ensemble d'AD et peu forment un regroupement significatif dans

l'espace, sauf une section relativement centrale de Laval). Une telle observation pourrait aussi conduire à penser que la diversité ethnoculturelle ne se serait tout simplement pas diffusée dans l'espace. Il n'en est cependant rien. Si l'on se reporte aux cartes de la figure 1, il apparaît clairement que de nombreux quartiers ont vu leur diversité ethnoculturelle augmenter. Par exemple, le nombre d'AD dans la dernière catégorie passe de 477 en 2001 à 670 en 2006, ce qui traduit une augmentation de la diversité ethnoculturelle moyenne à l'échelle de la métropole. Cet accroissement s'est par ailleurs produit dans une diversité de quartiers, comme l'indique la première carte de la figure 2. L'augmentation de la diversité ethnoculturelle a non seulement concerné des quartiers centraux, mais aussi des quartiers de proches banlieues de l'île de Montréal et parfois, de banlieues plus éloignées (sur l'île de Laval ou la Rive-Sud). L'idée centrale à retenir est donc que la diffusion de la diversité ethnoculturelle s'est faite sans motif spatial clair ou plutôt selon un motif en «peau de léopard», les quartiers où elle a augmenté représentant un dessin moucheté sur le territoire.

Une évolution plurielle de la diversité ethnoculturelle

La métaphore de la fluidité ne recouvre pas seulement une dimension spatiale. Pour être opérante, elle suppose aussi que les différents groupes de minorité y contribuent. Pour voir ce qu'il en a été à Montréal entre 2001 et 2006, un modèle de régression linéaire multiple a été estimé. La variable dépendante est la variation de l'indice d'entropie et les variables indépendantes reprennent les taux de variation des effectifs des groupes de minorité visible et leurs quotients de localisation à l'échelle des AD (Tableau 2). La valeur du R-carré et les autres indicateurs de qualité du modèle (indice de tolérance moyen, VIF moyen, indice de conditionnement) permettent de conclure que l'estimation

produite par le modèle est satisfaisante. Comme le modèle est estimé au niveau agrégé des AD, et comme il s'agit d'unités spatiales, nous avons aussi voulu vérifier que l'estimation n'était pas biaisée par le caractère spatial des données. Un indice de Moran a donc été calculé en utilisant les résidus du modèle; il s'est avéré faible et non significatif, indiquant que les résidus sont distribués aléatoirement dans l'espace.

Insert Tableau 2 Here

Afin d'interpréter les résultats, il est préférable de se référer à la dernière colonne du tableau 2 qui présente les coefficients standardisés de la régression. La partie supérieure du tableau 2 est consacrée aux quotients de localisation des groupes de minorité visible, la partie inférieure aux taux de variation de leurs effectifs.

Une première constatation se dégage. Les quotients de localisation semblent avoir peu d'effet sur l'évolution de la diversité ethnoculturelle entre 2001 et 2006. La plupart des coefficients associés à ces variables sont non significatifs, sauf pour les Chinois, les Arabes, les Asiatiques de l'Ouest et les personnes ayant déclaré faire partie d'une minorité visible sans préciser laquelle. Cela signifie que la diversité ethnoculturelle a augmenté en partie en priorité dans des quartiers où un ou plusieurs de ces quatre groupes étaient surreprésentés en 2001. Il convient aussi de noter que les effets des quotients de localisation apparaissent plus faibles que ceux associés à la variation des différents groupes de minorité visible à l'échelle des AD.

Une seconde constatation souligne l'importance de la mobilité résidentielle ou de l'accroissement naturel des minorités visibles dans l'augmentation de la diversité ethnoculturelle à l'échelle des AD. Sans surprises, ce sont les groupes les plus imposants en termes d'effectif qui jouent un rôle prépondérant. Des groupes de petite taille, comme

les Japonais ou les Coréens, ont par contre un effet limité. Plus intéressant pour notre propos est le fait que l'augmentation de la diversité ethnoculturelle dépend bien de plusieurs groupes simultanément, comme l'indiquent les coefficients de la régression, puisque tous les groupes semblent y contribuer, certes à des degrés divers, à l'exception des personnes déclarant ne pas appartenir à une minorité visible. Ces derniers sont négativement associés au phénomène, ce qui signifie qu'il a tendance à se réduire là où ces personnes étaient plus nombreuses en 2006 qu'en 2001.

Ces résultats laissent entrevoir la formation d'un ensemble de quartiers pluriethniques au sein desquels la diversité ethnoculturelle est la conséquence de l'accroissement simultané de plusieurs groupes minoritaires. La relation négative observée entre la variation de l'effectif des personnes déclarant ne pas appartenir à une minorité visible et l'évolution de la diversité ethnoculturelle laisse par contre présager l'existence d'un possible mécanisme d'évitement de la part de la majorité des quartiers diversifiés. Cet évitement serait cependant tout relatif au regard de la valeur prise par le coefficient de régression et il ne justifie pas de parler d'un processus d'invasion-succession, du moins s'opérant à un rythme aussi rapide que celui parfois observé dans les villes étatsuniennes.

Absence d'une stratification spatiale systématique

L'analyse précédente est encore trop descriptive à certains égards. En effet, elle mobilise principalement une variation des effectifs des groupes de minorité visible pour expliquer l'évolution de la diversité ethnoculturelle prise dans son ensemble, ce qui peut paraître tautologique. Elle laisse par ailleurs de côté d'autres facteurs pouvant expliquer l'évolution de ce phénomène à l'échelle intra-urbaine. Pour avancer sur ce dernier point,

il est possible, comme nous l'avons fait dans la partie théorique, de relier le phénomène à la performance relative des groupes minoritaires sur le marché du logement. Cet effet de la réussite différenciée des groupes ethnoculturels sur le marché du logement a déjà été pris en compte dans certains travaux antérieurs (Iceland 2004; Logan et Zhang 2010). Ils le font toutefois en utilisant des modèles semblables à celui de la section précédente en y ajoutant des variables qui saisissent la position relative des quartiers dans la hiérarchie sociospatiale. Ce faisant, ils introduisent un potentiel problème de colinéarité, puisque les attributs individuels correspondant à ces variables, comme le revenu des ménages par exemple, ne sont pas distribués aléatoirement entre les groupes de minorité visible. Nous avons repris l'hypothèse implicite liée à ces modèles, laquelle suppose un accroissement de la diversité dans les quartiers moins bien nantis, mais en la testant à l'aide d'une analyse de «chemin».

La première partie du «chemin» relie une série d'indicateurs de la qualité des quartiers en 2001 aux variations des effectifs des groupes de minorité visible. Elle repose sur un ensemble de huit équations dont les variables expliquées sont les taux de variation des effectifs des groupes de minorité visible. Les variables indépendantes sont introduites dans le modèle parce qu'elles fournissent des indications sur la qualité du quartier en 2001 et vérifient si les groupes de minorité visible ont accru leur présence dans des quartiers plus ou moins favorisés ou défavorisés. Cette première partie du «chemin» intègre aussi le quotient de localisation pour chaque groupe, ce qui permet de tester de manière plus systématique un possible effet d'agrégation spatiale. La seconde partie du «chemin» lie la variation de la diversité ethnoculturelle mesurée à l'aide de son taux de variation et l'évolution des effectifs des différents groupes de minorité visible. Elle se

rapproche donc du modèle linéaire présenté dans la section précédente. Le modèle complet permet de distinguer deux mécanismes souvent confondus, d'une part, l'accroissement différencié des groupes minoritaires en lien avec la qualité du voisinage et, d'autre part, l'effet de leur croissance sur la diversité ethnoculturelle.

On vérifie d'abord si le modèle spécifié représente adéquatement les relations observées entre variables avec un ensemble d'indicateurs statistiques développés à cet effet. Ils indiquent que notre modèle construit pour expliquer la variation de la diversité ethnoculturelle est valide. Le tableau des indicateurs est disponible dans l'annexe technique. Une autre manière de s'assurer de la qualité du modèle est d'analyser la matrice des résidus qui présente, pour chaque relation, l'écart entre les valeurs observées et estimées de la covariance. Dans le cas actuel, un seul de ces résidus dépasse la valeur critique de 0,1 (exprimé selon la métrique d'un coefficient de corrélation). Pour le reste, les résidus ont des valeurs faibles. Ils sont par ailleurs distribués aléatoirement, ce qui signifie que le modèle n'estime pas de manière insatisfaisante les relations d'une ou plusieurs variables en particulier. La corrélation multiple au carré (R^2_{smc}) entre une variable et toutes les autres permet de détecter un problème de colinéarité dans le modèle. Une valeur supérieure à 0,9 est considérée problématique. Dans cette étude, la valeur de cette statistique est comprise entre 0,09 et 0,43.

Après avoir établi la validité globale du modèle, il convient de se tourner vers l'analyse de ses coefficients qui sont présentés au tableau 3 dans leur forme standardisée.

Insert Tableau 3 here

La partie supérieure du tableau présente les résultats des huit équations liant le taux de variation des groupes de minorité visible et les caractéristiques des quartiers en 2001. Les

deux premières variables indépendantes sont le revenu moyen des ménages et le pourcentage de ménages à faible revenu. Les résultats indiquent que peu de coefficients sont significatifs et que lorsqu'ils le sont, ils indiquent une faible corrélation entre les variables (ce qu'illustrent aussi les variances résiduelles ou perturbatrices –en anglais, *disturbance variance*– liées aux différentes équations – voir partie 3 du tableau 3) (Kline 2011, 270-275). Lorsqu'elle est soustraite à un, elle fournit la part expliquée de la variance par le modèle. À la lecture de la partie 3 du tableau 3, il apparaît que cette part expliquée est de faible à modérée pour l'ensemble du modèle. Les relations obtenues soutiennent l'hypothèse d'une certaine stratification sociospatiale. Les noirs et les Latino-Américains ont vu leur population s'accroître plus significativement dans des quartiers où les ménages à faible revenu sont plus nombreux, et se réduire dans les quartiers mieux nantis. Les résultats montrent aussi une possible polarisation à l'intérieur du groupe des Chinois, puisqu'ils auraient enregistré une hausse de leurs effectifs dans des quartiers où le revenu moyen est élevé, mais aussi dans ceux où le nombre de ménages à faible revenu peut être plus élevé. La troisième variable est la période d'immigration qui permet de voir si les différents groupes de minorité visible ont augmenté dans des quartiers présentant un profil d'immigration particulier en 2001. Les groupes de minorité visible ont accru leurs effectifs dans les quartiers où l'immigration est plus récente, à l'exception des Arabes et des Chinois. Cette observation soutient aussi l'idée qu'il existerait une certaine stratification sociospatiale à l'œuvre à Montréal, les immigrants récents ayant souvent un statut socioprofessionnel plus faible que les immigrants plus anciens et que les natifs. La date de construction des logements constitue la quatrième variable. Peu de résultats associés à cette variable sont significatifs et les relations mises en évidence ne présentent

pas une tendance claire. La seule exception concerne le groupe des personnes déclarant ne pas appartenir à une minorité visible, lequel semble entretenir des relations plutôt négatives avec les espaces urbanisés anciens et positives avec les quartiers bâtis récemment. Ce résultat traduit l'attrait des espaces résidentiels nouveaux sur le groupe majoritaire, en particulier dans les banlieues éloignées. Les cinquième et sixième variables sont le pourcentage de personnes âgées de 65 ans et plus et le pourcentage de ménages mobiles durant les cinq années qui précèdent le recensement. Il est attendu que la diversité ethnoculturelle soit plus forte dans des quartiers en transition, où une population âgée cède sa place à des nouveaux arrivants plus jeunes. Cette hypothèse se vérifie peu à Montréal, les groupes de minorité visible étant peu associés à ce type de quartiers. La septième variable est le quotient de localisation de chaque groupe. Les résultats sont contrastés. Ils montrent que pour la plupart des groupes de minorité visible une relation négative existe entre leur concentration en 2001 et la variation de leurs effectifs au niveau des AD (c'est le cas pour les noirs, les Asiatiques du Sud, les Latino-Américains, les Asiatiques du Sud-Est, les Asiatiques de l'Ouest et les personnes n'appartenant pas à un groupe de minorité visible). Seuls deux groupes semblent être engagés dans un processus de concentration, les Arabes (avec un coefficient élevé) et les Chinois (de manière plus modérée).

La partie 2 du tableau 3 présente les résultats pour la seconde partie du modèle, celle qui estime l'effet de la variation des groupes de minorité visible sur l'évolution de la diversité ethnoculturelle. Ils corroborent globalement les résultats du modèle de régression présenté plus haut. Ils en diffèrent cependant, puisque tous les groupes ne sont pas repris dans la présente analyse et que les relations entre les différents groupes et la diversité

ethnoculturelle sont enchâssées dans un modèle plus large. Les résultats indiquent ainsi que c'est la présence accrue des noirs, des Latino-Américains et des Asiatiques du Sud qui semble avoir le plus d'effet sur l'augmentation de la diversité ethnoculturelle. Il est bon de noter que ces deux premiers groupes sont ceux dont le profil associé à la variation de leur effectif à l'échelle des AD correspond le plus à une insertion résidentielle basse dans la stratification sociospatiale. Ces trois groupes sont suivis par les Asiatiques du Sud, les Arabes et les Asiatiques de l'Ouest dont l'effet est modéré sur la diversité ethnoculturelle. Enfin, les Chinois semblent avoir un effet faible et les personnes déclarant ne pas appartenir à une minorité visible, un effet négatif.

Conclusion

Le portrait général qui se dégage de cette étude est que la diffusion de la diversité ethnoculturelle a bel et bien suivi un modèle plutôt fluide entre 2001 et 2006. Elle l'a fait sans motif spatial clair ou apparent et à travers la mobilité et l'accroissement de plusieurs groupes de minorité. Ces observations sont confirmées par les indices de ségrégation, dont il est fait référence dans la méthodologie, lesquels ont diminué durant la période intercensitaire (voir annexe technique). Il est intéressant de souligner ce dernier élément, parce qu'il aurait été théoriquement possible d'assister dans le même temps à une diffusion de la diversité ethnoculturelle, mesurée au moyen de l'indice d'entropie, et à un renforcement de la ségrégation résidentielle. Les deux phénomènes ne sont pas incompatibles. Il aurait suffi, par exemple, que les groupes minoritaires augmentent leur présence dans les quartiers où ils étaient déjà présents en grand nombre en plus de s'installer dans des espaces où ils étaient peu présents auparavant, leur croissance

démographique totale permettant ce double mouvement. Ce n'est pas le cas à Montréal, où la diffusion de la diversité est bien liée à une réduction simultanée de la ségrégation.

Les résultats confirment par ailleurs peu l'hypothèse alternative d'une diffusion de la diversité ethnoculturelle dans des quartiers moins favorisés, ce qui appelle cependant certaines nuances. En effet, l'analyse du «chemin» met en évidence le fait que deux groupes, les noirs et les Latino-Américains, ont enregistré un accroissement plus prononcé de leurs effectifs dans des quartiers moins favorisés (leur revenu moyen étant sensiblement plus faible, les ménages à faible revenu y étant plus présents et les immigrants récents en plus grand nombre). Ces deux groupes sont souvent identifiés comme éprouvant des difficultés sur les marchés de l'emploi et du logement. Ils sont aussi ceux qui influencent le plus la variation de la diversité ethnoculturelle à l'échelle des quartiers. Les effets liés à cette mobilité différenciée et à la contribution en proportion plus importante à la diversité peuvent se combiner en un effet total plus important. Les tailles associées à ces effets restent toutefois modestes et ne permettent pas de conclure avec certitude sur la présence ou non d'un mécanisme de stratification sociospatiale. Pour cela, il faudrait étendre la période d'observation pour détecter si les résultats obtenus sur une courte période se confirment à long terme.

Les résultats obtenus illustrent l'apport des choix méthodologiques effectués. L'analyse spatiale a permis une description fine de la géographie du phénomène, ce qui complète le compte rendu historique sur lequel reposait l'énoncé initial de la métaphore du fluide. Il en va de même pour les analyses statistiques, l'ensemble formant un protocole original pour tester différentes hypothèses liées aux nouvelles configurations spatiales liées à la distribution de l'immigration et de la diversité ethnoculturelle. Bien entendu, cette

méthode est perfectible. Une étude portant sur une plus longue période permettrait de vérifier si les tendances observées se confirment à moyen et long terme. Il serait également intéressant de reproduire l'analyse en utilisant d'autres variables pour saisir la diversité ethnoculturelle, comme la langue maternelle ou la religion. Une autre approche consisterait à utiliser la technique des variables latentes pour combiner dans un même construit théorique et statistique plusieurs variables observant la diversité ethnoculturelle, ce qui permettrait de contourner la question toujours délicate du choix d'un indicateur pour la décrire. Enfin, l'étude pourrait être poussée plus loin en adoptant une approche comparative entre Montréal et les autres villes canadiennes, ce qui permettrait, entre autres, de savoir si la fluidité constitue une caractéristique qui lui est propre ou si elle est au contraire répandue à l'échelle canadienne.

Il est incontestable que nous vivons dans un contexte montréalais plus fluide en termes de diversité ethnoculturelle et que cette fluidité soit stratifiée ou non ne changera pas le fait que les différents groupes sont appelés à se côtoyer plus fréquemment à l'échelle intra-urbaine. Il serait utile de prendre acte de ce constat et d'en tirer les conclusions qui s'imposent. Il montre bien que les discours, parfois alarmistes, sur l'enclavement et la «ghettoïsation» ont peu de prise sur la réalité, ce qui ne veut pas dire que les relations intergroupes se déroulent sans inconforts ou malaises. Plutôt que de répéter ces discours, il serait sans doute judicieux de réfléchir aux modalités concrètes d'une coexistence harmonieuse et réussie dans la différence. De nombreux chercheurs contribuent sans conteste à cette réflexion, laquelle dépasse l'objectif de cette étude et nécessite le recours à un outillage méthodologique différent de celui mobilisé ici. Nous espérons toutefois que l'étude pourra être utile afin de mieux contextualiser les enquêtes de terrain et

d'élaborer un cadre théorique qui s'éloigne d'une image de la ville présentée exclusivement sous le signe de ses divisions.

Remerciements

L'auteur souhaite remercier Annick Germain pour sa lecture attentive d'une première version du texte. La présente étude a bénéficié du soutien financier du Conseil de recherche en sciences humaines du Canada (CRSH).

Références bibliographiques

- Alba, R. D., et J. R. Logan. 1992. Analyzing locational attainments. Constructing individual-level regression models using aggregate data. *Sociological Methods and Research* 20 (3): 367-397.
- Alesina, A., et E. La Ferrara. 2002. Who trusts others? *Journal of Public Economics* 85: 207-234.
- Allen, J. P., et E. Turner. 1995. Ethnic differentiation by blocks within census tracts. *Urban Geography* 16 (4): 344-364.
- Anselin, L. 1995. Local indicators of spatial association-lisa. *Geographical analysis* 27 (2): 93-115.
- Apparicio, P., É. Fournier, et D. Apparicio. 2012. *Geo-segregation analyzer: A multiplatform application (version 1.0)*. Montréal: Spatial Analysis and Regional Economics Laboratory (SAREL), INRS Urbanisation Culture Société.
- Apparicio, P., A.-M. Séguin, É. Robitaille, et P. Herjean. 2008. *Le repérage des zones de concentration de la pauvreté à Montréal: L'identification des micro, meso et macro zones de pauvreté*. Montréal: Inédits / Working paper n°2008-9, INRS Urbanisation Culturel Société.
- Britton, M. L. 2011. Close together but worlds apart? Residential integration and interethnic friendship in Houston. *City & Community* 10 (2): 182-204.
- Charles, C. Z. 2000. Neighborhood racial-composition preferences: Evidence from a multiethnic metropolis. *Social Problems* 47 (3): 379-407.

- Darden, J. T., et S. M. Kamel. 2000. Black residential segregation in the city and suburbs of Detroit: Does socioeconomic status matter? *Journal of Urban Affairs* 22 (1): 1-13.
- Deurloo, M. C., et S. Musterd. 1998. Ethnic clusters in Amsterdam, 1994-96: A micro-area analysis. *Urban Studies* 35 (3): 385-396.
- Ellen, I. G., K. Horn, et K. O'Regan. 2012. Pathways to integration: Examining changes in the prevalence of racially integrated neighborhoods. *Cityscape: A Journal of Policy Development and Research* 14 (3): 33-54.
- Frey, W. H., et R. Farley. 1996. Latino, Asian, and Black segregation in U.S. Metropolitan areas: Are multi-ethnic metros different? *Demography* 33 (1): 35-50.
- Germain, A., et C. Poirier. 2007. Les territoires fluides de l'immigration à Montréal ou le quartier dans tous ses états. *Globe. Revue internationale d'études québécoises* 10 (1): 107-120.
- Greif, M. J. 2009. Neighborhood attachment in the multiethnic metropolis. *City & Community* 8 (1): 27-45.
- Havekes, E., M. Coenders, et T. Van der Lippe. 2014. The wish to leave ethnically concentrated neighbourhoods: The role of perceived social cohesion and interethnic attitudes. *Housing Studies* 29 (6): 823-842.
- Iceland, J. 2004. Beyond Black and White. Metropolitan residential segregation in multi-ethnic America. *Social Science Research* 33 (2): 248-271.
- Kesteloot, C. 1990. L'écologie sociale et la répartition territoriale des étrangers. In *Immigrations et nouveaux pluralismes. Une confrontation de sociétés*, dir. A. Bastenier et F. Dassetto, 157-178. Bruxelles: De Boeck.
- Kline, R. B. 2011. *Principles and practice of structural equation modeling*. New York/London: The Guilford Press.
- Leloup, X., et N. Zhu. 2006. Différence dans la qualité de logement: Immigrants et non immigrants à Montréal, Toronto et Vancouver. *Journal of International Migration and Integration/Revue de l'intégration et de la migration internationale* 7 (2): 133-166.
- Ley, D. 1999. Myths and meanings of immigration and the metropolis. *The Canadian Geographer/Le Géographe canadien* 43 (1): 2-19.
- Lisée, J.-F. 2010. Enclaves ethniques, non merci! In *L'Actualité*. 35 (20), 15 décembre 2010: 91.
- Logan, J. R., et C. Zhang. 2010. Global neighborhoods: New pathways to diversity and separation. *American Journal of Sociology* 115 (4): 1069-1109.
- Massey, D. S., et N. A. Denton. 1993. *American apartheid: Segregation and the making of the underclass*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

- Mendez, P. 2009. Immigrant residential geographies and the "spatial assimilation" debate in Canada, 1997-2007. *Journal of International Migration and Integration/Revue de l'intégration et de la migration internationale* 10: 89-108.
- Myles, J., et F. Hou. 2003. *Établissement réussi et ségrégation résidentielle parmi les minorités visibles de Toronto*. Ottawa: Statistique Canada.
- Putnam, R. D. 2007. E pluribus unum: Diversity and community in the twenty-first century. The 2006 Johan Skytte prize lecture. *Scandinavian Political Studies* 30 (2): 137-174.
- Rajulton, F., Z. R. Ravanera, et R. Beaujot. 2006. Measuring social cohesion: An experiment using the Canadian national survey of giving, volunteering, and participating. *Social indicators research* 80: 461-492.
- Ray, B. K., et V. Preston. 2009. Are immigrants socially isolated? An assessment of neighbors and neighboring in Canadian cities. *Journal of International Migration and Integration/Revue de l'integration et de la migration internationale* 10 (3): 217-244.
- Schiller, N. G. 2011. Transnationality and the city. In *The new Blackwell companion to the city*, sous la dir. de G. Bridge et S. Watson, 179-192. Malden, MA: Blackwell.
- Simon, P., et V. Piché. 2012. Accounting for ethnic and racial diversity: The challenge of enumeration. *Ethnic and Racial Studies* 35 (8): 1357-1365.
- van Duijn, M., et J. Rouwendal. 2012. Analysis of household location behaviour, local amenities and house prices in a sorting framework. *Journal of Property Research* 29 (4): 280-297.
- Walks, R. A., et L. S. Bourne. 2006. Ghettos in Canada's cities? Racial segregation, ethnic enclaves and poverty concentration in Canadian urban areas. *The Canadian Geographer/Le Géographe canadien* 50 (3): 273-297.
- White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48 (4): 817-838.
- Wilson, W. J., et R. P. Taub. 2007. *There goes the neighborhood. Racial, ethnic, and class tensions in four Chicago neighborhoods and their meaning for America*. New York: Vintage Books.
- Zelinski, W., et B. A. Lee. 1998. Heterolocalism: An alternative model of the sociospatial behaviour of immigrant ethnic communities. *International Journal of Population Geography* 4: 281-298.

Tableaux et figures (à insérer dans le texte)

Tableau 1. Description de la population selon les groupes de minorité visible

	2001		2006		Variation
	N	%	N	%	
Chinois	51770	1,5	70383	2,0	36,0
Asiatique du Sud	57975	1,7	69645	2,0	20,1
Noir	139025	4,1	166846	4,7	20,0
Philippin	17965	0,5	23118	0,7	28,7
Latino-Américain	53245	1,6	73554	2,1	38,1
Asiatique du Sud-Est	39525	1,2	43967	1,2	11,2
Arabe	67645	2,0	97047	2,7	43,5
Asiatique de l'Ouest	11615	0,3	14296	0,4	23,1
Coréen	3755	0,1	4362	0,1	16,2
Japonais	2320	0,1	2679	0,1	15,5
Minorité visible, n.i.a.	6750	0,2	3320	0,1	-50,8
Minorité visible multiple	5970	0,2	9844	0,3	64,9
Pas une minorité visible	2918515	86,4	2957003	83,6	1,3
Total	3376075	100,0	3536064	100,0	4,7

Source : Statistique Canada, recensements de la population de 2001 et 2006, calcul de l'auteur.

Tableau 2. Modèle de régression linéaire sur la variation de l'indice d'entropie

Variables	Coefficients	Erreurs types	t	p	Coefficients standardisés
Constante	0,025	0,001	17,57	<,0001	0
<i>Quotients de localisation</i>					
Chinois	-0,003	0,001	-3,56	0,0004	-0,081
Asiatique du Sud	-0,001	0,001	-1,93	0,0533	-0,034
Noir	-0,000	0,001	-0,32	0,7458	-0,005
Philippin	0,000	0,000	0,78	0,4365	0,013
Latino-Américain	-0,001	0,001	-1,92	0,0552	-0,024
Asiatique du Sud-Est	0,000	0,001	0,23	0,8178	0,004
Arabe	-0,002	0,001	-3,06	0,0022	-0,049
Asiatique de l'Ouest	-0,001	0,000	-2,31	0,0209	-0,036
Coréen	-0,000	0,000	-1,66	0,0973	-0,028
Japonais	-0,000	0,000	-0,85	0,3944	-0,016
Minorité visible, n.i.a.	-0,001	0,000	-2,32	0,0201	-0,035
Minorité visible multiple	0,000	0,000	0,16	0,8724	0,003
<i>Taux de variation</i>					
Chinois	0,001	0,000	7,27	<,0001	0,215
Asiatique du Sud	0,001	0,000	9,08	<,0001	0,200
Noir	0,001	0,000	24,16	<,0001	0,348
Philippin	0,001	0,000	10,83	<,0001	0,149
Latino-Américain	0,001	0,000	22,75	<,0001	0,315
Asiatique du Sud-Est	0,001	0,000	15,20	<,0001	0,259
Arabe	0,001	0,000	17,07	<,0001	0,283
Asiatique de l'ouest	0,001	0,000	7,05	<,0001	0,134
Coréen	0,001	0,000	3,68	0,0002	0,073
Japonais	0,001	0,001	2,75	0,0060	0,055
Minorité visible, n.i.a.	0,002	0,000	8,18	<,0001	0,121
Minorité visible multiple	0,002	0,000	6,24	<,0001	0,133
Pas une minorité visible	-0,000	0,000	-12,64	<,0001	-0,233

N = 5793; R-carré = 0,6065; R-carré ajusté = 0,6048; Indice de conditionnement max. = 4,2498; Indice de tolérance moyen = 0,72; VIF moyen = 1,47; Indice de Moran pour les résidus = 0,0061, non significatif au seuil de 1 %.

Source : Statistique Canada, recensements de la population de 2001 et 2006, calcul de l'auteur.

Tableau 3. Résultats du modèle d'équations structurelles – coefficients standardisés

Partie 1 – Résultats des équations pour les groupes de minorité visible (var. dépendante : groupes de minorité visible)								
	Arabe	Chinois	N'est pas une min. vis.	Asiatique du Sud	Noir	Latino-Américain	Asiatique du Sud-Est	Asiatique de l'Ouest
Revenu (log)	-0,069	0,182	0,06	0,009	-0,067	-0,046	-0,022	0,063
Faible revenu (%)	-0,02	0,052	-0,034	0,054	0,134	0,12	0,001	0,036
Immigration (%)								
Avant 1961	0,026	-0,43	0,001	0,04	0,018	0,016	0,01	-0,002
1961-1970	-0,05	0,066	-0,016	0,009	0,012	0,000	0,009	0,014
1971-1980	0,01	0,027	-0,019	0,083	0,043	0,047	0,042	0,036
1981-1990	-0,112	0,026	0,002	0,095	0,051	0,042	0,065	0,039
1991-2000	-0,228	0,031	-0,044	0,068	0,018	0,049	0,058	0,068
Date de construction des logements (%)								
Avant 1940	0,017	-0,034	-0,033	-0,012	-0,049	-0,044	-0,032	-0,011
1946-1960	-0,009	-0,045	-0,051	-0,028	-0,003	0,016	0,022	-0,022
1961-1970	-0,067	-0,038	-0,057	0,003	0,036	0,029	-0,021	0,033
1971-1980	-0,064	-0,018	-0,059	-0,006	-0,032	-0,014	-0,053	0,016
1981-1990	-0,053	-0,016	-0,11	-0,012	0,000	-0,023	-0,013	0,003
1991-2000	0,066	0,093	0,628	0,118	0,106	0,053	0,081	0,055
65 ans et plus (%)	-0,027	0,001	0,023	-0,024	-0,09	-0,028	-0,005	0,022
Ménages mobiles – 5 ans (%)	-0,024	0,038	0,016	-0,036	-0,02	0,021	-0,032	0,041
Quotient de localisation	0,707	0,183	-0,124	-0,363	-0,436	-0,533	-0,57	-0,553
Partie 2 – Résultats de l'équation décrivant l'évolution de la diversité entre 2001 et 2006 (var. dépendante : taux de variation de l'indice d'entropie)								
	Arabe	Chinois	N'est pas une min. vis.	Asiatique du Sud	Noir	Latino-Américain	Asiatique du Sud-Est	Asiatique de l'Ouest
	0,183	0,079	-0,230	0,180	0,350	0,332	0,258	0,152
Partie 3 – Variance résiduelle liée aux différentes équations du modèle								
Arabe (E1)	0,778							
Chinois (E2)	0,956							
N'est pas une minorité visible (E3)	0,752							
Asiatique du Sud (E4)	0,94							
Noir (E5)	0,925							
Latino-Américain (E6)	0,876							
Asiatique du Sud-Est (E7)	0,848							
Asiatique de l'Ouest (E8)	0,844							
Variation de l'indice d'entropie (E9)	0,758							

N = 5772; Note : en gras, les coefficients significatifs au seuil de 5 %.

Source : Statistique Canada, recensements de la population de 2001 et 2006, calcul de l'auteur.

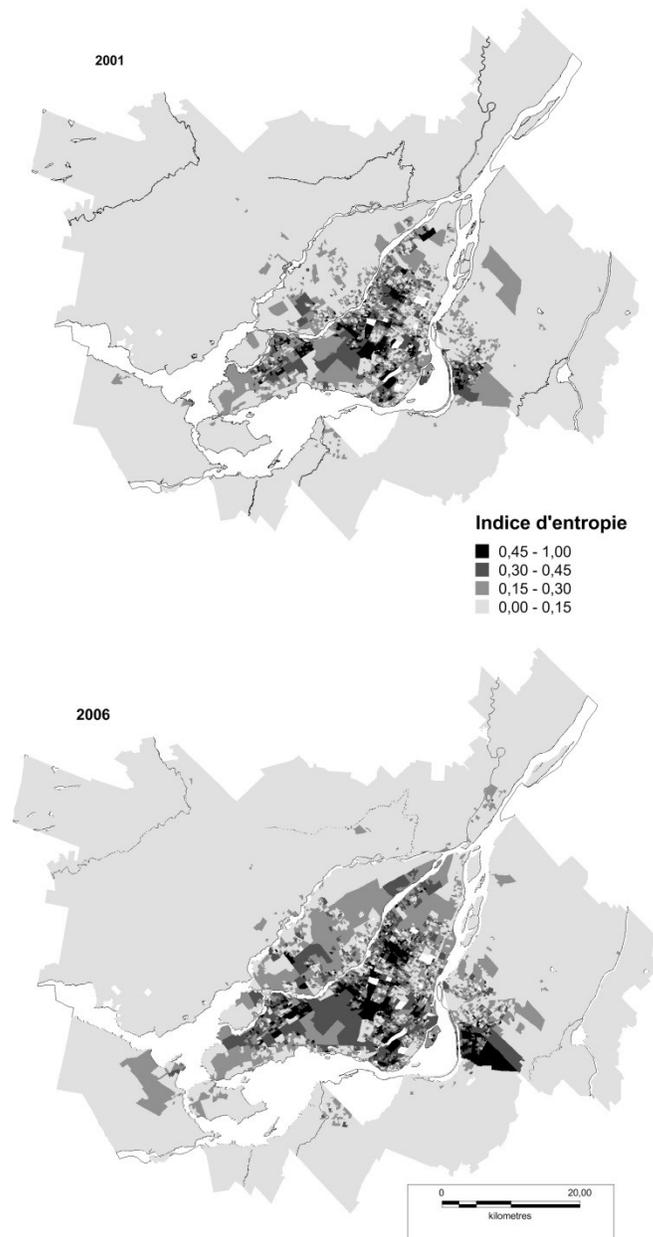


Figure 1. Diversité ethnoculturelle en 2001 et 2006

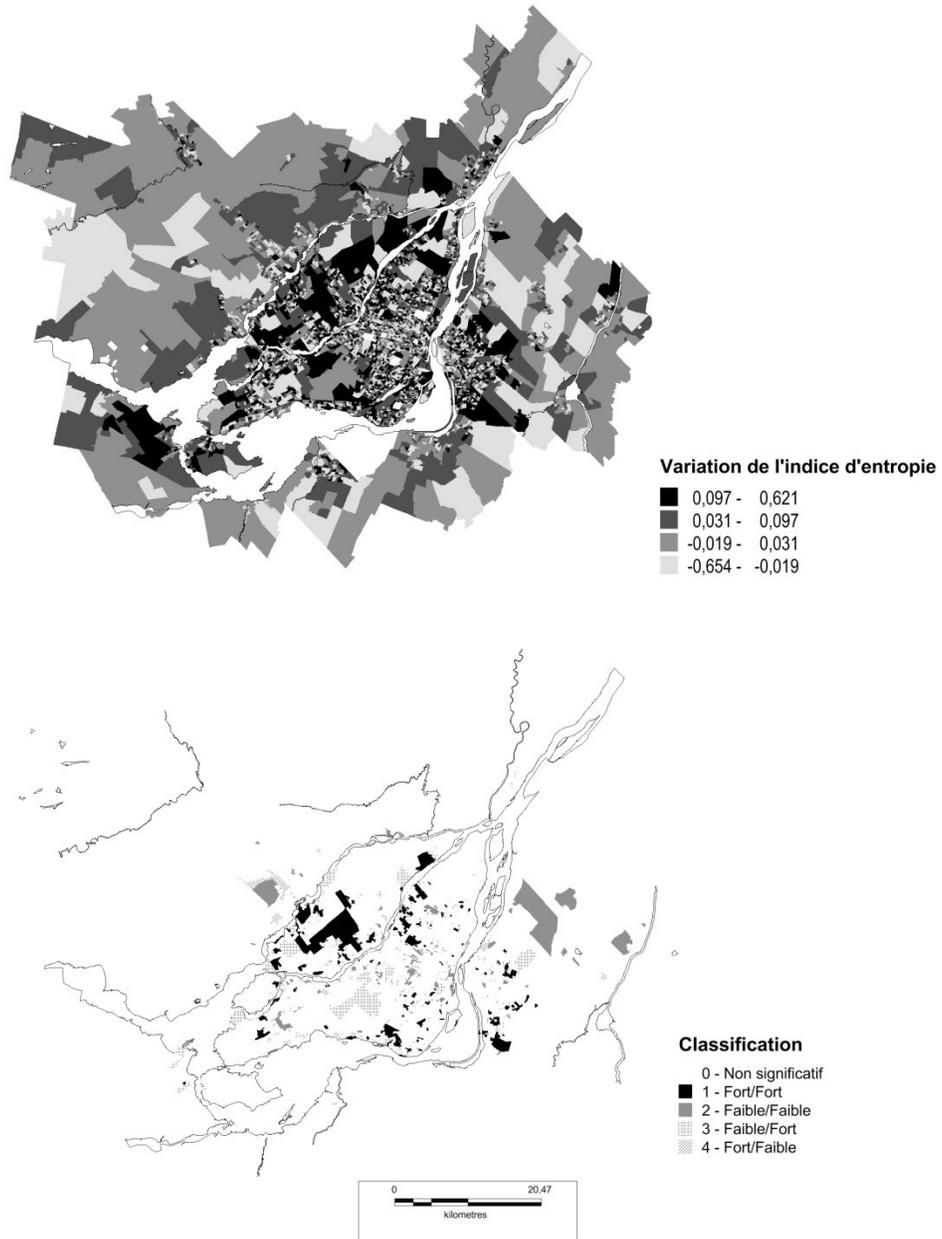


Figure 2. Évolution de la diversité ethnoculturelle