Document généré le 14/11/2026 09:57

Cahiers québécois de démographie

De Montréal vers la banlieue : déterminants du choix du lieu de résidence

From Montreal to the suburbs : determinants of the choice of place of residence

Guillaume Marois et Alain Bélanger

Volume 43, numéro 2, automne 2014

URI : https://id.erudit.org/iderudit/1027985ar
DOI : https://doi.org/10.7202/1027985ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (imprimé)
1705-1495 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Marois, G. & Bélanger, A. (2014). De Montréal vers la banlieue : déterminants du choix du lieu de résidence. *Cahiers québécois de démographie*, *43*(2), 439–468. https://doi.org/10.7202/1027985ar

Résumé de l'article

L'objectif de cette étude est d'identifier les facteurs de localisation résidentielle à l'échelle municipale. Notre analyse porte sur Montréal, qui se distingue des autres métropoles nord-américaines par une dynamique linguistique qui lui est propre, où l'on observe un déclin de la majorité francophone du fait de l'augmentation du nombre de locuteurs d'une langue tierce, due à une forte immigration. Dans un cadre théorique basé sur l'utilité aléatoire (*random utility model*), un modèle de régression *logit* conditionnelle stratifiée selon la structure familiale a été développé pour tester l'importance des facteurs linguistiques et ethnoculturels sur le choix d'une municipalité de destination. Les résultats montrent que la composition linguistique est un facteur beaucoup plus important que la présence de minorités visibles pour expliquer le choix de la municipalité de résidence. L'accessibilité aux services et l'offre de logements ressortent également comme des facteurs déterminants de ce choix. Finalement, nos analyses révèlent que les personnes vivant au sein d'une nouvelle famille ou d'un couple en âge d'avoir des enfants sont plus attirées par une municipalité comportant un grand nombre de ménages avec enfant(s) de 5 ans ou moins.

Tous droits réservés © Association des démographes du Québec, 2015

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

https://www.erudit.org/fr/

Cahiers québécois de démographie
Vol. 43, nº 2, automne 2014, p. 439-468

De Montréal vers la banlieue : déterminants du choix du lieu de résidence

GUILLAUME MAROIS* ET ALAIN BÉLANGER*

L'objectif de cette étude est d'identifier les facteurs de localisation résidentielle à l'échelle municipale. Notre analyse porte sur Montréal, qui se distingue des autres métropoles nord-américaines par une dynamique linguistique qui lui est propre, où l'on observe un déclin de la majorité francophone du fait de l'augmentation du nombre de locuteurs d'une langue tierce, due à une forte immigration. Dans un cadre théorique basé sur l'utilité aléatoire (*random utility model*), un modèle de régression *logit* conditionnelle stratifiée selon la structure familiale a été développé pour tester l'importance des facteurs linguistiques et ethnoculturels sur le choix d'une municipalité de destination. Les résultats montrent que la composition linguistique est un facteur beaucoup plus important que la présence de minorités visibles pour expliquer le choix de la municipalité de résidence. L'accessibilité aux services et l'offre de logements ressortent également comme des facteurs déterminants de ce choix. Finalement, nos analyses révèlent que les personnes vivant au sein d'une nouvelle famille ou d'un couple en âge d'avoir des enfants sont plus attirées par une municipalité comportant un grand nombre de ménages avec enfant(s) de 5 ans ou moins.

English abstract p. 468

INTRODUCTION

Depuis plusieurs décennies, la croissance des métropoles nord-américaines se fait essentiellement dans les banlieues de faible densité. Au Québec, comme dans le reste de l'Amérique du Nord, la banlieue correspond au dernier cercle concentrique de la ville conceptualisée par Park et Burgess (1925) et héberge les mieux nantis. Les banlieues occupent une place de plus en plus importante au sein des ensembles urbains et leur étalement engendre un certain nombre de conséquences dont la décentralisation des emplois, une ségrégation spatiale, une redondance et une perte

* Institut national de la recherche scientifique, Centre Urbanisation-Culture-Société, Montréal (guillaume_marois@ucs.inrs.ca)

de rentabilité des infrastructures, une perte des terres agricoles et une augmentation de la pollution causée par l'utilisation accrue de l'automobile (Barcelo et Trépanier, 1999 ; Boustan, 2010 ; Coffey, Manzagol et Shearmur, 2000 ; Frey, 1992 ; Montminy, 2010 ; Nechyba et Walsh, 2004 ; Seligman, 2005).

De nombreuses études ont montré que les jeunes familles de la classe moyenne désirant fonder une famille sont attirées par la banlieue (Karsten, 2007 ; Marois et Bélanger, 2014 ; Rossi, 1955 ; Rouwendal et Meijer, 2001 ; South et Crowder, 1997). Les facteurs influençant le choix du lieu de résidence, que ce soit à l'échelle du logement ou à des échelles plus larges telles que celles du quartier ou de la municipalité, ont déjà fait l'objet de plusieurs études à travers le monde, mais aucune ne concerne Montréal, la métropole québécoise.

Cette région métropolitaine se distingue des autres métropoles nord-américaines par une dynamique linguistique spécifique. Les autres régions métropolitaines du Québec sont essentiellement francophones, alors que le reste du Canada et de l'Amérique du Nord est presque exclusivement anglophone. Montréal est la seule région métropolitaine où deux groupes linguistiques sont en relation : la majorité francophone et la minorité anglophone historiques, auxquelles s'ajoutent un troisième groupe qui connaît une forte croissance, les locuteurs allophones (c'est-à-dire ceux parlant une autre langue que le français et l'anglais, les langues officielles) et pour la plupart issus de l'immigration. L'objectif de cette étude est d'identifier les facteurs de la localisation résidentielle des migrants intramétropolitains se dirigeant de la ville-centre vers l'une des banlieues en portant une attention particulière à la composition linguistique des municipalités et à l'importance de la structure familiale.

LITTÉRATURE SUR LA LOCALISATION RÉSIDENTIELLE

L'approche de l'utilité aléatoire (*random utility model*) est souvent utilisée dans l'étude des choix d'une destination des migrants intramétropolitains. Selon cette approche, les acteurs cherchent à maximiser l'utilité de leur lieu de résidence et font des compromis entre, d'une part, divers facteurs d'ordre utilitaire tels que la distance au lieu de travail, l'accessibilité des transports en commun, la présence de certains services, le prix du logement et, d'autre part, des facteurs liés à la qualité de l'environnement, tels que la quiétude du quartier, la sécurité, le volume de la circulation, la présence de parcs ou la proximité de certains services (Bowes et Ihlanfeldt,

2001 ; Colwell, Dehring et Turnbull, 2002 ; Gayda, 1998 ; Hunt, McMillan et Abraham, 1994 ; Rouwendal et Meijer, 2001 ; Weisbrod, Ben-Akiva et Lerman, 1980). À chaque possibilité de localisation correspond une fonction d'utilité définie selon ses caractéristiques. L'individu choisit en principe celle qui maximise, selon ses besoins, sa fonction d'utilité.

Selon l'approche du cycle de vie (Glick, 1947 ; Rossi, 1955), la vie d'un individu est marquée par divers événements qui la ponctuent (la formation du couple, la naissance ou le départ des enfants, le décès d'un des conjoints, etc.) et qui déterminent les besoins relatifs à la localisation résidentielle et au logement. Ces besoins évoluent ainsi au fil de la vie, et le passage d'un épisode à l'autre peut générer une insatisfaction par rapport au lieu de résidence présent, ce qui inciterait l'individu à migrer pour répondre à ses nouveaux besoins. Les couples avec de jeunes enfants ou ceux prévoyant d'en avoir choisiraient d'aller vivre en banlieue car les logements y sont plus spacieux et moins dispendieux et l'environnement (zone résidentielle à faible densité, école de meilleure qualité, criminalité moins élevée, présence d'autres familles, etc.) serait mieux adapté à leurs besoins (Æro, 2006 ; Feijten et Mulder, 2002 ; Frey et Kobrin, 1982 ; Karsten, 2007). À l'opposé, la ville-centre correspondrait mieux aux besoins d'un jeune adulte quittant la maison parentale, car elle peut être assimilée à un lieu de transition dans lequel il est plus facile de terminer ses études, de trouver un premier travail ou de rencontrer des gens (Fréchette, Desmarais, Assogba et Paré, 2004 ; Glaeser, Kolko et Salz, 2001 ; Turcotte et Vézina, 2010).

Lorsqu'ils sont à l'étape d'élever leurs enfants, les ménages réévalueraient les facteurs liés à l'accessibilité à l'emploi au profit de ceux liés à l'environnement, alors que ceux qui n'ont pas d'enfant ou dont les enfants sont partis de la maison mettront plus de poids sur les facteurs liés à l'accessibilité de l'emploi (Kim, Horner et Marans, 2005). Chacun de ces facteurs aura un poids fluctuant selon les préférences de chacun, lesquelles sont influencées par l'étape de vie dans laquelle il se trouve. La maximisation de l'utilité des alternatives possibles déterminera le choix du lieu de résidence. Plus simplement, les ménages doivent faire un arbitrage entre l'accessibilité au centre, où sont situés de nombreux services et qui offre un bassin d'emplois important, et le prix du logement (Fujita, 1989).

La mobilité résidentielle est toutefois un phénomène complexe et ses divers tenants et aboutissants dépassent le strict cadre des besoins liés au cycle de vie. Dans un contexte de forte immigration, on ne peut occulter la référence à Park et Burgess (1925), qui observaient déjà au début du 20e siècle que les immigrants tendent à s'établir à leur arrivée dans des secteurs où les loyers sont moins chers et de moins bonne qualité mais plus

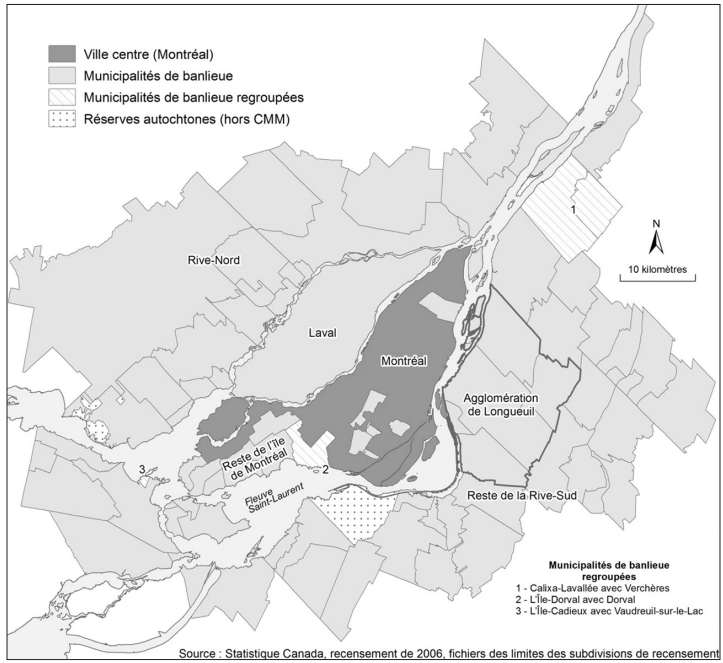
près des emplois manufacturiers, puis, au fil du temps, ils finissent par adopter des comportements de plus en plus semblables à ceux des natifs et se dirigent vers des quartiers périphériques. Par ailleurs, un certain nombre d'études ont montré que la composition ethnoculturelle du voisinage peut avoir un impact sur le choix du quartier de résidence. Dans les métropoles américaines où la composition raciale entre en jeu, les individus ont tendance à se regrouper au sein d'un voisinage de la même « couleur » qu'eux (Clark, 2002 ; Farley, 1977). Le phénomène du « White Flight » est bien documenté : les Blancs sont beaucoup plus enclins que les Noirs à quitter la ville-centre pour la banlieue (Boustan, 2010 ; Frey, 1992 ; Seligman, 2005 ; South et Crowder, 1997). Cela a engendré une ségrégation raciale se traduisant en inégalité spatiale dont les conséquences sociales sont importantes, puisque la qualité des services offerts, notamment les écoles, les établissements de santé et les infrastructures de transport, varie fortement d'un quartier à l'autre (Greenstein, Sabatini et Smolka, 2000). À cet égard, Montréal se différencie toutefois des métropoles américaines, car les Blancs ne sont pas plus nombreux que les minorités visibles à quitter la ville-centre pour la banlieue (Marois et Bélanger, 2014). Des comportements différentiels s'observent toutefois en fonction de la langue d'usage : les francophones montrent une plus forte propension que les anglophones et allophones à effectuer ce mouvement (Marois et Bélanger, 2014 ; Paillé, 2000). Toutefois, si l'intensité des flux migratoires entre la ville-centre et la banlieue diffère selon la langue, l'impact net de la composition linguistique du voisinage sur le choix de la municipalité de résidence n'est pas encore établi. Cette étude tente d'apporter une réponse à cette question.

DÉFINITION DU TERRITOIRE ET POPULATION À L'ÉTUDE

La plupart des études utilisant la distinction entre ville-centre et banlieue utilisent une définition administrative de la banlieue : elle est constituée de toutes les municipalités à l'intérieur de la région métropolitaine qui ne sont pas la municipalité centrale (Turcotte, 2008). Cette définition est cependant imparfaite, car les limites municipales sont issues de décisions politiques et ne cherchent pas nécessairement à distinguer la banlieue en tant que telle des quartiers centraux. Néanmoins, cette approche demeure pertinente, puisque plusieurs décisions politiques sont prises par les gouvernements municipaux. Bien que ni la ville-centre, ni les municipalités de banlieue ne soient des entités parfaitement homogènes, il n'en demeure pas moins qu'il existe entre elles des différences importantes, tant

en ce qui concerne le milieu bâti que la composition socioéconomique. Par ailleurs, au Québec, la composition linguistique des municipalités détermine le statut linguistique de l'administration municipale. Pour ces raisons, nous utilisons ici les frontières municipales afin de distinguer la ville-centre de la banlieue. La ville-centre est donc constituée de la municipalité de Montréal telle qu'elle était définie au dernier recensement disponible (2006). La banlieue est constituée du restant de la Communauté métropolitaine de Montréal (CMM)[1], soit 81 municipalités, dont 3 ont été regroupées avec leur voisine[2] étant donné leur trop faible taille, ce qui donne au final 78 régions de destination possibles (figure 1).

FIGURE 1 Représentation cartographique de la ville-centre et de la banlieue de Montréal



1. Nous avons préféré utiliser le territoire de la CMM plutôt que celui de la région métropolitaine de recensement (RMR) définie par Statistique Canada, car c'est la CMM qui élabore les plans d'aménagement et de développement et qui uniformise certaines variables qui sont utilisées dans les analyses. Les municipalités communes aux deux recouvrent 97 % de la population de la RMR et 98 % de celle de la CMM.
2. Calixa-Lavallée est regroupée à Verchères ; l'Île-Dorval est regroupée à Dorval ; l'Île-Cadieux est regroupée à Vaudreuil-sur-le-Lac.

La population à l'étude est constituée des personnes de 15 ans et plus qui habitaient Montréal (ville-centre) en 2005 et qui habitent une municipalité de la banlieue au moment du Recensement de 2006. Cette population peut être ciblée à partir du fichier de microdonnées du Recensement de 2006, grâce à la question sur le lieu de résidence un an auparavant. Cette question, présente dans le questionnaire long uniquement, a été posée à 20 % des ménages. Au total, le recensement dénombre 5 600 migrants de Montréal vers la banlieue, soit après pondération 28 551 migrants. Leurs caractéristiques sont présentées dans le tableau 1.

TABLEAU 1 Description de la population âgée de 15 ans et plus ayant migré de Montréal vers la banlieue entre 2005 et 2006

Ensemble de la population	28 551
Femme (%)	50,7
Groupe d'âge (%)	
15 à 19 ans	4,8
20 à 24 ans	9,1
25 à 29 ans	20,3
30 à 34 ans	17,6
35 à 39 ans	13,1
40 à 44 ans	9,2
45 à 49 ans	6,6
50 à 54 ans	4,9
55 à 59 ans	4,3
60 à 64 ans	3,0
65 ans et plus	7,1
Revenu inférieur au seuil de faible revenu (%)	11,5
Structure familiale (%)	
Famille avec enfant(s) dont le plus vieux est âgé de 5 ans ou moins	15,7
Famille avec enfant(s) dont au moins un a plus de 5 ans	33,9
Couple sans enfant dont la femme est âgée de 34 ans ou moins	17,9
Autre	32,4
Scolarité (%)	
Aucun diplôme	15,7
Diplôme d'études secondaires ou l'équivalent	18,1
Diplôme postsecondaire inférieur au baccalauréat	39,2
Diplôme d'études universitaires égal ou supérieur au baccalauréat	27,0

Appartient à un groupe de minorité visible (%)	21,7
Né à l'étranger (%)	29,4
Langue parlée à la maison (%)	
Français	69,8
Anglais	16,6
Autre	13,7
Statut d'activité (%)	
En emploi	73,9
Chômage	5,1
Inactivité	21,0

Source : Statistique Canada, Recensement de 2006

L'utilisation d'une seule source de données transversales limite l'analyse, qui doit alors se faire de manière statique. Cette limite est importante d'un point de vue analytique et empirique, dans la mesure où l'analyse de la mobilité résidentielle suit, dans ses aspects théoriques, un processus dynamique. Or l'absence de données longitudinales, de même que la difficulté à rendre comparables des modèles utilisant des variables issues de plusieurs recensements dont les limites géographiques ne correspondent pas, ne laissent d'autre choix que d'accepter cette optique d'analyse. Il est essentiel de garder en tête que les estimations et les résultats obtenus ne concernent qu'une année et peuvent par conséquent être sujets à des effets conjoncturels qui ne sont pas pris en compte ici.

MÉTHODOLOGIE

La variable dépendante, le choix de la municipalité de résidence, est une variable polynomiale. Compte tenu des objectifs de recherche, des données disponibles et de l'orientation quantitative de l'étude, la modélisation par régression est la méthode la plus appropriée. Le modèle logit conditionnel développé par McFadden (1974) et utilisé dans plusieurs études de modélisation de variables à choix discrets (Brülhart et Schmidheiny, 2009 ; Dahlberg et Eklöf, 2003 ; Friedman, 1981 ; Homocianu, 2009 ; Nechyba et Strauss, 1998) permet de modéliser le choix du lieu de résidence en fonction des caractéristiques de celui-ci plutôt qu'en fonction des caractéristiques du migrant. Ce type de modèle suppose l'indépendance des choix offerts (ou IIA pour *Independence from Irrelevant Alternatives*), c'est-à-dire que les acteurs choisissent entre deux modalités en faisant abstraction des

autres modalités. Généralement, cette hypothèse doit être rejetée lorsque le choix de rester sur place fait partie des possibilités de la variable réponse, ou lorsqu'il y a plus d'un type de déplacement (par exemple, intrarégional et interrégional). Dans ces cas, les modèles de type logit emboîté (*nested-logit*) sont plus appropriés (Lee et Waddell, 2010), ceux-ci divisant l'analyse en plusieurs niveaux afin de regrouper les possibilités similaires en nœuds. Dans le cadre de l'analyse des déterminants de la localisation résidentielle à l'échelle des collectivités, des comparaisons avec d'autres types de modèles à choix discrets qui n'impliquent pas cette hypothèse ont montré qu'un modèle logit conditionnel standard est approprié pour ce genre d'études, ce qui signifie que l'hypothèse IIA est valide (Dahlberg et Eklöf, 2003). Nous avons donc privilégié celui-ci pour nos analyses.

En acceptant l'hypothèse que le choix de la municipalité de résidence se fait dans l'idée de maximiser l'utilité de ses attributs, nous postulons une fonction utilitaire à chacune des alternatives possibles. Pour un nombre J de municipalités ayant un ensemble z_n de caractéristiques, nous avons donc :

$$U_j = e^{\beta_1 z_{1j} + \beta_2 z_{2j} + \ldots \beta_n z_{nj}}$$

Où :

U_j = Utilité de la municipalité j, j=1…J

z_{kj} = Valeur de la variable explicative k pour la municipalité j, j=1…J ; k=1…n

β_k = Coefficient linéaire de la variable explicative k, k=1…n

Nous cherchons donc à connaître la probabilité que l'individu *i* choisisse la municipalité *j* ayant une fonction utilitaire U_j. Nous avons donc :

$$P_j = \frac{U_j}{\sum_{h=1}^{J} U_h}$$

La régression logistique conditionnelle permet d'estimer les coefficients β par la méthode du maximum de vraisemblance en utilisant le logarithme naturel de l'utilité U. Ceux-ci sont alors constants entre les modalités et permettent d'obtenir l'impact net d'une caractéristique liée aux municipalités. Un coefficient β positif indique donc que la variable a un impact positif sur l'attractivité de la municipalité, car celui-ci fait accroître la valeur de l'utilité lorsque la valeur de la variable explicative augmente. À l'opposé, si le coefficient β est négatif, il fait diminuer la valeur de l'utilité et indique par conséquent que la variable a un impact négatif sur l'attractivité de la municipalité.

Également, sans ajustement, le modèle suppose une constance dans la préférence des individus, ce qui, empiriquement et théoriquement, n'est pas réaliste dans le cas qui nous concerne. Il supposerait, par exemple, que l'accessibilité aux services aurait le même impact chez un migrant vivant dans une famille avec jeune enfant que chez un migrant seul, alors que l'effet pourrait être différent. Il s'agit d'une hypothèse irréaliste qui peut être corrigée en stratifiant les individus selon les grandes étapes du cycle de vie qui ont un impact théorique sur le choix du lieu de résidence, de manière à exercer un contrôle sur les effets parfois différents que peuvent avoir certains attributs des modalités sur les différents groupes de population. En fonction de la littérature sur le sujet, nous proposons la classification suivante :

- les individus vivant au sein d'une famille (couple ou parent monoparental) dont l'enfant le plus vieux à 5 ans ou moins, soit les jeunes familles,
- ceux vivant au sein d'une famille avec enfant(s), dont au moins un enfant a plus de 5 ans,
- ceux vivant au sein d'un couple sans enfant, dont la femme est âgée de 34 ans ou moins, soit les couples les plus susceptibles d'avoir des enfants prochainement,
- les autres, soit ceux vivant dans un ménage constitué d'un couple sans enfant dont la femme est âgée de 35 ans ou plus, les couples de même sexe et les personnes seules. Il s'agit donc d'un groupe hétérogène composé des individus dont les enfants ont déjà quitté le domicile, de ceux qui n'ont pas d'enfant et de ceux qui ont dépassé les âges de forte fécondité sans avoir eu d'enfant.

VARIABLES EXPLICATIVES

Le modèle inclut les principales caractéristiques des municipalités pouvant, en théorie, influencer les migrants dans leur choix d'une destination. La littérature permet de classer les facteurs influençant le choix de la municipalité de résidence en quatre grandes catégories :

1. la composition socioéconomique de la municipalité
2. l'accessibilité
3. les services de proximité
4. l'offre de logements.

Outre ces variables, nous en rajoutons une sur la position géographique de la municipalité, soit Laval, l'agglomération de Longueuil, la

Rive-Nord, le reste de la Rive-Sud et le reste de l'île de Montréal (qui agit à titre de référence), afin de prendre en compte certaines particularités inquantifiables qui ne pourraient se résumer sommairement en un indice. Cela permettra de préciser l'effet net des déterminants modélisés. La synthèse du choix des variables se trouve dans le tableau 2.

TABLEAU 2 Synthèse des variables explicatives

Catégorie	Variables
Composition socioéconomique	Proportion d'anglophones (%)
	Proportion d'allophones (%)
	Proportion de personnes appartenant à un groupe de minorité visible (%)
	Proportion de personnes sous le seuil de pauvreté (%)
	Proportion de ménages avec enfant(s) de 5 ans ou moins (%)
Accessibilité	Présence d'une autoroute
	Distance avec le centre-ville (km)
	Dépenses par habitant en transport ($)
	Valeur moyenne des logements (milliers de $)
Services de proximité	Dépenses par habitant en hygiène du milieu ($)
	Dépenses par habitant en santé et bien-être ($)
	Dépenses par habitant en loisirs et culture ($)
Offre de logements	Potentiel d'accueil (milliers)
	Population (milliers)
Position géographique	Laval
	Agglomération de Longueuil
	Reste de la Rive-Sud
	Rive-Nord

La composition socioéconomique de la municipalité

La littérature a montré que les individus cherchent souvent à vivre parmi leurs semblables, c'est-à-dire avec des personnes partageant des caractéristiques sociodémographiques similaires aux leurs (Butler et Robson, 2001 ; Clark, 2002 ; Homocianu, 2009 ; Karsten, 2007 ; Krysan, 2002 ; Krysan et Farley, 2002). Parmi ces caractéristiques, l'on retrouve notamment la composition ethnolinguistique de la municipalité, que l'on mesurera à

l'aide de la distribution de la population selon la langue parlée à la maison[3] et la proportion de personnes appartenant à un groupe de minorité visible. De la même façon, une forme de ségrégation basée sur la classe sociale peut parfois s'observer (Homocianu, 2009) et il est pertinent d'inclure une variable exprimant la proportion de personnes sous le seuil de pauvreté. Une interaction entre ces variables au niveau municipal et au niveau du migrant est incluse afin de mesurer les effets parfois contraires que peut exercer un même attribut sur des individus différents. Par exemple, un pourcentage élevé de francophones dans une municipalité devrait augmenter la probabilité qu'un francophone la choisisse comme destination, mais diminuer celle d'un anglophone. L'on retrouve également les variables se rattachant à la structure familiale, dont l'une des variables importantes concerne la présence d'enfants de 5 ans ou moins, car les familles avec jeunes enfants cherchent souvent à vivre dans des secteurs où y a d'autres familles avec jeunes enfants (Karsten, 2007 ; Lee et Waddell, 2010). À cet égard, l'inclusion d'une variable d'interaction n'est pas requise puisque le modèle est déjà stratifié selon la structure familiale. Toutes ces variables se trouvent dans le Recensement de 2006 et peuvent être compilées à l'échelle municipale. Étant donné que la population à l'étude est sélectionnée par la question sur le lieu de résidence un an auparavant, une légère distorsion peut être présente, puisque les données réfèrent à la situation subséquente à la migration et non à celle qui précède. Par conséquent, certaines caractéristiques ne sont pas nécessairement celles qui prévalaient au moment de la migration.

L'accessibilité

L'accessibilité aux services et aux emplois dans la région métropolitaine est un facteur déterminant du choix du lieu de résidence (Kestens, Thériault et Desrosiers, 2007). Selon Fujita (1989), la distance avec le centre-ville, qui constitue un important bassin d'emplois et de services, peut résumer les variables relatives à l'accessibilité. Nous utiliserons les distances entre un point central de la municipalité et le centre-ville de Montréal, qui, malgré une tendance au déplacement des emplois vers la périphérie, demeure le

3. Cette variable est divisée en trois groupes (« francophones », « anglophones » et « allophones ». Les déclarations multiples constituées d'une langue allophone et d'une langue officielle sont reclassées dans la catégorie simple de la langue officielle. Celles constituées des deux langues officielles sont reclassées aléatoirement entre les deux groupes de langue officielle. La proportion de francophones n'est pas incluse dans le modèle, celle-ci agissant à titre de référence.

principal pôle d'emplois de la région métropolitaine (Ville de Montréal, 2011). Ensuite, pour dégager l'impact de la distance, il faut également inclure une variable relative au coût pour se loger, soit la valeur moyenne des logements tirée du Recensement de 2006. Cette variable ne se rattache pas en soi à l'accessibilité, elle sert plutôt à exercer un contrôle statistique pour mesurer adéquatement la distance.

L'accessibilité peut également être améliorée par la présence d'un système de transports en commun, qui permet en quelque sorte de réduire le coût du transport associé à la distance. Nous proposons d'utiliser les dépenses moyennes par habitant en transport compilées par le Ministère des Affaires municipales, des Régions et de l'Occupation du territoire (MAMROT) comme approximation du niveau de desserte. Ces dépenses incluent non seulement les dépenses pour le transport en commun, mais également celles pour la voirie, ce qui permet de relativiser davantage l'effet de la distance par la prise en compte de la couverture routière. Sur ce dernier point, nous pensons également que la présence d'une autoroute, dont les dépenses ne sont pas prises en charge par la municipalité, permet de réduire la distance relative avec la ville-centre et d'améliorer l'accès aux services.

Services de proximité

L'environnement en général et l'offre en services de proximité en particulier peuvent jouer un rôle important dans le choix du lieu de résidence. La quiétude du quartier, la présence de parcs et de milieux naturels et la qualité des services municipaux, entre autres, sont autant de facteurs susceptibles d'influencer le choix des migrants (Bowes et Ihlanfeldt, 2001 ; Colwell, Dehring et Turnbull, 2002 ; Dahlberg et Eklöf, 2003 ; Gayda, 1998 ; Hörnsten et Fredman, 2000 ; Rouwendal et Meijer, 2001 ; Weisbrod, Ben-Akiva et Lerman, 1980). Les services de proximité varient en termes de qualité et quantité entre les localités constituant l'ensemble métropolitain. En théorie, les individus feront leur choix en tenant compte des services offerts dans chaque localité et ce qu'il en coûte pour y résider (Tiebout, 1956).

Peu d'indicateurs quantitatifs existent pour mesurer les services de proximité. Nous proposons d'utiliser les dépenses moyennes par habitant par type de service comme approximation de la qualité des services de proximité. Dahlberg et Eklöf (2003) ont utilisé de telles variables et ont montré, pour la Suède, une relation positive entre les dépenses et l'attrait de la municipalité. Les données sur les finances municipales compilées par

le MAMROT pour les municipalités de la CMM concernent plusieurs secteurs, dont trois nous intéressent pour cet aspect :

- les dépenses pour l'hygiène du milieu, soit la protection de l'environnement, l'amélioration des cours d'eau, l'approvisionnement en eau potable ainsi que la cueillette, l'élimination et le recyclage des matières résiduelles,
- les dépenses en santé et bien-être, qui incluent notamment celles pour le logement social,
- les dépenses en loisirs et culture, soit les dépenses pour les activités récréatives, les activités culturelles et les bibliothèques.

En divisant les dépenses totales de chacun de ces secteurs pour l'année 2006[4] par le nombre d'habitants, nous obtenons des indicateurs comparables entre les diverses municipalités de notre étude. Mentionnons cependant que ces variables ne sont pas exhaustives de l'ensemble des services de proximité, puisqu'elles ne touchent pas aux services publics d'un autre ordre de gouvernement (écoles, garderies) et aux services privés (épiceries, pharmacies, lieux de culte, etc.).

L'offre de logements

L'offre potentielle de logements dans une localité est une variable incontournable du choix de la municipalité de résidence (Clark, Deurloo et Dieleman, 1994). La taille de la municipalité peut donc être une variable pertinente. La CMM estime aussi le potentiel d'accueil en matière de logements en multipliant la superficie disponible par la densité moyenne observée des secteurs construits dans les cinq dernières années. En multipliant ce potentiel de nouveaux logements par le nombre moyen de personnes par ménage de la municipalité concernée, nous obtenons le potentiel d'accueil en termes de population.

Ces variables ont toutefois certaines limites, car elles ne mesurent pas parfaitement l'offre de logements. Dans le premier cas, l'offre de logements disponibles dépend essentiellement du nombre de personnes qui laisseront vacant leur logement. La taille de la municipalité est donc un indicateur pouvant qualifier un concept pour lequel nous n'avons pas de véritable mesure. Dans le second cas, le potentiel d'accueil reflète le potentiel de nouveaux projets domiciliaires. Toutes choses égales par ailleurs, une municipalité dont l'espace est complètement saturé devrait recevoir moins

4. Pour quatre municipalités, les dépenses pour 2006 n'ont pas été compilées. Nous avons donc utilisé celles se rapprochant le plus de cette date.

de migrants intramétropolitains qu'une municipalité en plein développement. Pour la région de Hamilton, Kanaroglou, Maoh, Newbold, Scott et Paez (2009) ont d'ailleurs utilisé une variable similaire, le nombre de nouveaux logements, qui s'est révélée avoir un effet positif.

RÉSULTATS

Modèle pour l'ensemble des migrants

Nous présentons d'abord au tableau 3 les estimations des coefficients obtenus par la régression logistique conditionnelle pour l'ensemble de la population à l'étude, c'est-à-dire sans stratification selon la structure familiale.

TABLEAU 3 Résultats du modèle logit conditionnel pour les municipalités de la banlieue de Montréal pour l'ensemble des migrants

Variables	Coefficients
Composition selon le statut de minorité visible	
Proportion de minorités visibles (%)	0,093 ***
Proportion de minorités visibles*Migrant blanc[a] (%)	−0,048 ***
Proportion de ménages avec enfant(s) de 5 ans ou moins	−0,009 *
Composition linguistique	
Proportion d'anglophones (%)	0,049 ***
Proportion d'anglophones (%)*Migrant francophone	−0,043 ***
Proportion d'anglophones (%)*Migrant allophone	−0,030 ***
Proportion d'allophones (%)	0,028 **
Proportion d'allophones (%)*Migrant francophone	−0,083 ***
Proportion d'allophones (%)*Migrant anglophone	−0,027 **
Composition économique	
Proportion de personnes sous le seuil de pauvreté (%)	0,128 ***
Proportion de personnes sous le seuil de pauvreté (%)*Migrant au-dessus du seuil de pauvreté	−0,130 ***
Présence d'une autoroute	0,583 ***
Distance avec le centre-ville (km)	−0,010 **
Dépenses par habitant en transport ($)	0,000
Valeur moyenne des logements (milliers de $)	−0,001 ***
Dépenses par habitant en hygiène du milieu ($)	0,000
Dépenses par habitant en santé et bien-être ($)	−0,028 ***

Variables	Coefficients
Dépenses par habitant en loisirs et culture ($)	0,002***
Potentiel d'accueil (milliers)	0,008***
Population (milliers)	0,017***
Position géographique (réf. : reste de l'île de Montréal)	
Laval	–1,260***
Agglomération de Longueuil	0,972***
Reste de la Rive-Sud	1,644***
Rive-Nord	1,765***

[a] Incluant les autochtones ; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,0001$
Source : calculs des auteurs à partir du Recensement de 2006

Le premier constat concerne l'importance de la composition linguistique de la municipalité. Rappelons que cette variable se divise en 3 catégories (francophones, anglophones, allophones) et que, de ce fait, l'une d'elles doit être omise afin d'agir à titre de référence (nous avons choisi la proportion de francophones). Les deux proportions restantes doivent quant à elle être interprétées en lien avec les variables d'interaction (la langue des migrants). Encore une fois, puisqu'il y a trois catégories linguistiques, seules deux variables d'interaction sont requises pour chacune des proportions, puisque l'autre agit comme référence. Pour la proportion d'anglophones, les résultats s'interprètent comme suit : le coefficient de base est de 0,049 et, pris seul, il se rapporte à l'effet de la proportion d'anglophones d'une municipalité sur les migrants anglophones (car les deux autres catégories linguistiques sont prises par les variables d'interaction). Celui-ci étant positif et significatif, il indique que plus la proportion d'anglophones est élevée, plus cela a un effet positif chez les migrants anglophones. Pour connaître l'effet de la proportion d'anglophones chez les migrants francophones, il faut additionner le coefficient d'interaction pour les migrants francophones au coefficient de base (soit 0,049 + –0,043). Puisque le résultat de cette addition est faible, on peut en déduire que la proportion d'anglophones n'a à peu près pas d'impact pour les francophones. Le même calcul doit être fait pour les migrants allophones. Le coefficient légèrement négatif pour la variable d'interaction se rapportant à ceux-ci réduit partiellement le coefficient de base (0,049 + –0,030), mais l'effet demeure tout de même important. Cela signifie que la proportion d'anglophones a un effet positif chez les allophones, mais dans une moindre mesure que pour les migrants anglophones.

Nous pouvons ensuite reprendre cette analyse pour la proportion d'allophones. Dans ce cas-ci, le coefficient de base se rapporte aux migrants allophones, puisque les francophones et anglophones sont pris en compte par leur variable d'interaction respective. Son coefficient positif indique donc qu'elle agit positivement pour les allophones (0,028), mais devient neutre pour les anglophones (0,028 + –0,027) et négative pour les francophones (0,028 + –0,083).

Pour connaître l'effet de la proportion de francophones, il faut ensuite faire quelques calculs supplémentaires à partir des coefficients présentés, car cette variable agit à titre de catégorie de référence. Pour chacun des trois groupes linguistiques, il faut prendre le négatif de la somme des effets présentés plus haut. Par exemple, pour l'effet de la proportion de francophones sur les migrants francophones, le négatif de l'effet de la proportion d'anglophones et de la proportion d'allophones, soit –((0,049 + –0,043) + (0,028 + –0,083)) correspond à un coefficient de 0,049, ce qui signifie que la proportion de francophones agit positivement chez les migrants francophones. En faisant le même calcul pour les migrants anglophones et allophones, nous obtenons des coefficients négatifs (soit –0,05 et –0,048 respectivement) qui illustrent l'effet répulsif de cette variable sur ceux-ci. Ces résultats laissent supposer qu'une ségrégation spatiale basée sur la langue s'opère à ce chapitre, ayant d'un côté les francophones et de l'autre, les anglophones et allophones.

Les analyses concernant la composition selon le statut de minorité visible montrent des résultats qui contrastent fortement avec les études américaines sur la ségrégation raciale. Le coefficient de notre modèle est positif (0,093) et n'est annulé que de moitié environ par la variable d'interaction avec les migrants blancs (–0,048). Cela signifie que la proportion de minorités visibles a un impact positif chez les migrants appartenant à un groupe de minorités visibles, mais également chez les migrants blancs, dans une moindre mesure toutefois. Ainsi, la présence d'une forte population de minorités visibles n'a pas d'effet nettement répulsif chez les Blancs.

Le coefficient positif pour la proportion de personnes sous le seuil de pauvreté (0,128) et négatif avec une intensité équivalente lors de l'interaction avec les migrants qui ne sont pas sous le seuil de pauvreté (–0,13) indique que cette variable n'a en somme pas d'impact pour ces derniers, alors qu'elle agit positivement chez les migrants sous le seuil de pauvreté. Les municipalités plus pauvres attirent les migrants pauvres, mais ne repoussent pas pour autant ceux qui ne le sont pas.

La proportion de ménage avec enfant(s) de 5 ans ou moins ne ressort pas de cette première analyse. Le coefficient est faiblement négatif (–0,009),

à un seuil de significativité de 0,05, beaucoup moins robuste que les précédents. Ce résultat n'est pas surprenant, puisque la population est considérée dans son ensemble, alors que le résultat attendu en serait positif uniquement pour les jeunes familles.

Conformément à la théorie, la distance avec le centre-ville (–0,01) et la valeur moyenne des logements (–0,001) ont un impact significatif et négatif. L'importance de l'accessibilité pour le choix de la municipalité de destination est également corroborée par l'impact de la présence d'une autoroute (0,583). Cependant, les dépenses par habitant en transport ne ressortent pas comme facteur significatif.

Concernant les services de proximité, seules les dépenses par habitant en loisirs et culture ont un coefficient significativement positif (0,002). Chose étonnante, celles en santé et bien-être ont un coefficient négatif (–0,028). Celles en hygiène du milieu ont quant à elles un impact nul, le coefficient n'étant pas significativement différent de 0. Comme prévu, les coefficients des variables cherchant à traduire l'offre de logements, c'est-à-dire la population de la municipalité et son potentiel d'accueil en termes de population, sont tous les deux positifs, respectivement de 0,017 et 0,008, et significatifs.

Finalement, les variables de contrôle relatives à la position géographique montrent qu'à caractéristiques égales, du moins pour celles incluses dans le modèle, la Rive-Nord, le reste de la Rive-Sud et de l'agglomération de Longueuil sont plus choyées (coefficients respectifs de 1,765, 1,644 et 0,972) que les municipalités du reste de l'île de Montréal (catégorie de référence). À l'opposé, Laval l'est moins (–1,26). Si Laval connaît néanmoins des flux migratoires intramétropolitains importants, c'est essentiellement à cause de ses autres attributs, qui lui sont favorables, notamment sa distance avec le centre-ville, la taille de sa population et son potentiel d'accueil, qui se démarquent à son avantage par rapport à la plupart des autres municipalités de banlieue.

Modèle stratifié selon la structure familiale

La stratification de la population montre que plusieurs attributs municipaux agissent différemment selon l'étape du cycle de vie des migrants (tableau 4). La proportion de ménages avec enfant(s) de 5 ans ou moins est l'une des caractéristiques dont l'impact varie selon la structure familiale. Rappelons que le coefficient de cette variable était faiblement négatif pour l'ensemble de la population. Or, pour les migrants vivant au sein d'un couple sans enfant dont la femme est âgée de 34 ans ou moins, le coefficient

est fortement positif (0,033). Comme prévu, le coefficient est également positif et d'une ampleur similaire pour les personnes vivant au sein d'une famille dont l'enfant le plus vieux a 5 ans ou moins (0,027), mais dans ce cas-ci non significatif, peut-être à cause du faible effectif.

TABLEAU 4 Résultats du modèle logit conditionnel pour les municipalités de la banlieue de Montréal stratifié selon la structure familiale du migrant

Variables	Familles avec enfant(s) dont le plus vieux est âgé de 5 ans ou moins (n=880)	Familles avec enfant(s) dont au moins un a plus de 5 ans (n=1840)	Couples sans enfant dont la femme est âgée de 34 ans ou moins (n=1010)	Autre[b] (n=1870)
Composition selon le statut de minorité visible				
Proportion de minorités visibles (%)	0,128 ***	0,091 ***	0,189 ***	0,057 **
Proportion de minorités visibles*Migrant blanc[a] (%)	−0,059 ***	−0,067 ***	−0,020 †	−0,039 ***
Proportion de ménages avec enfant(s) de 5 ans ou moins	0,027	−0,020	0,033 *	−0,039 **
Composition linguistique				
Proportion d'anglophones (%)	0,052 ***	0,056 ***	0,037 ***	0,047 ***
Proportion d'anglophones (%)*Migrant francophone	−0,043 ***	−0,036 ***	−0,044 ***	−0,050 ***
Proportion d'anglophones (%)*Migrant allophone	−0,027 ***	−0,027 ***	−0,025 **	−0,040 ***
Proportion d'allophones (%)	−0,006	0,036	−0,089 †	0,059 *
Proportion d'allophones (%)*Migrant francophone	−0,086 ***	−0,085 ***	−0,102 ***	−0,071 ***
Proportion d'allophones (%)*Migrant anglophone	−0,033	−0,038 **	−0,044 *	−0,007
Composition économique				
Proportion de personnes sous le seuil de pauvreté (%)	0,018	0,133 ***	0,136 **	0,119 ***

Variables	Familles avec enfant(s) dont le plus vieux est âgé de 5 ans ou moins (n=880)	Familles avec enfant(s) dont au moins un a plus de 5 ans (n=1840)	Couples sans enfant dont la femme est âgée de 34 ans ou moins (n=1010)	Autre[b] (n=1870)
Proportion de personnes sous le seuil de pauvreté (%)*Migrant au-dessus du seuil de pauvreté	−0,098 **	−0,106 ***	−0,100 *	−0,134 ***
Présence d'une autoroute	0,665 ***	0,812 ***	0,469 **	0,446 ***
Distance avec le centre-ville (km)	−0,013 +	−0,015 **	−0,001	−0,008
Dépenses par habitant en transport ($)	0,001 *	0,000 †	0,000	0,000
Valeur moyenne des logements (milliers de $)	−0,002 **	−0,002 ***	0,000	−0,001
Dépenses par habitant en hygiène du milieu ($)	0,000	0,000	0,000	0,000
Dépenses par habitant en santé et bien-être ($)	−0,029 ***	−0,039 ***	−0,031 ***	−0,016 **
Dépenses par habitant en loisirs et culture ($)	0,002 **	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***
Potentiel d'accueil (milliers)	0,001	0,009 **	0,009 *	0,008 **
Population (milliers)	0,024 ***	0,017 ***	0,016 ***	0,015 ***
Position géographique (réf. : reste de l'île de Montréal)				
Laval	−3,265 ***	−0,621	−0,316	−1,330 **
Agglomération de Longueuil	0,093	1,479 ***	0,975 **	0,838 ***
Reste de la Rive-Sud	1,413 ***	2,109 ***	2,031 ***	1,100 ***
Rive-Nord	1,604 ***	2,187 ***	1,987 ***	1,359 ***

a. Incluant les autochtones

b. dont ceux vivant dans un ménage constitué d'un couple sans enfant dont la femme est âgée de 35 ans ou plus, les couples homosexuels et les personnes seules.

† $p < 0,1$

* $p < 0,05$

** $p < 0,01$

*** $p < 0,0001$

Source : calculs des auteurs à partir du Recensement de 2006

Si une forte présence de ménages avec enfant(s) de 5 ans ou moins semble attirer les jeunes familles et les couples en âge d'avoir des enfants,

elle repousse en contrepartie les personnes vivant au sein d'un ménage sans enfant et qui ne sont pas susceptibles d'en avoir. Le coefficient pour cette variable associée à la strate « autre » est fortement négatif (–0,039, $p < 0,01$).

L'impact de la proportion de personnes appartenant à un groupe de minorités visibles ne varie pas beaucoup d'une strate à l'autre. Les tendances sont les mêmes pour chacune : le coefficient est positif, mais atténué par la variable d'interaction avec les migrants qui n'appartiennent pas à un groupe de minorité visible.

En ce qui concerne la langue, l'analyse stratifiée permet de préciser l'effet de la concentration linguistique de la population. Le coefficient pour la proportion d'allophones, sans interaction, était positif pour l'ensemble des migrants. Or l'analyse par strate indique que c'est seulement pour les migrants de la catégorie « autre » que l'impact est réellement positif, car pour les autres groupes, les coefficients ne sont pas significativement différents de 0. Ces nouveaux résultats témoignent de plusieurs choses. D'abord, pour la catégorie « autre », une forte proportion d'allophones a un effet positif pour les allophones et les anglophones (0,059 + –0,007), alors qu'il est presque nul pour les francophones, voire légèrement négatif (0,059 + –0,071). Ensuite, en contrepartie pour les autres catégories familiales, la proportion d'allophones a un impact non significatif pour les allophones, mais les francophones et anglophones seront moins attirés que ces derniers par les municipalités comptant une forte proportion d'allophones, les coefficients des variables d'interaction étant négatifs et généralement significatifs.

L'analyse par strate indique que la composition économique (la proportion de personnes vivant sous le seuil de pauvreté) a un impact similaire pour tous les groupes, sauf celui des migrants vivant au sein d'une famille dont l'enfant le plus vieux a 5 ans ou moins. Pour ces derniers, le coefficient n'est pas significativement différent de 0, alors que celui pour la variable d'interaction est négatif (–0,098, $p < 0,01$) et similaire à celui des autres groupes. Cela indique que la proportion de pauvres n'a pas d'impact si le migrant est lui-même pauvre, mais agirait négativement dans le cas contraire. Pour les autres strates, l'impact est en général positif pour les migrants pauvres et neutre pour ceux qui ne le sont pas.

Parmi les variables cherchant à résumer l'accessibilité, la présence d'une autoroute agit de manière positive pour les quatre strates, mais plus fortement pour les personnes vivant dans une famille avec enfant(s). La distance avec le centre-ville agit quant à elle un peu différemment. Les coefficients sont tous négatifs, mais dans des ampleurs nettement

différentes, et ils sont même non significatifs pour les couples sans enfant dont la femme a 34 ans ou moins et la catégorie « autre ». Les coefficients pour les dépenses par habitant en transport sont quant à eux non significatifs, à l'exception de la strate des migrants vivant au sein d'une famille dont l'enfant le plus vieux est âgé de 5 ans ou moins, pour lequel il est positif (0,001, $p < 0,05$). Concernant les dépenses municipales par habitant par secteur, la stratification du modèle selon la structure familiale ne révèle rien de nouveau, c'est-à-dire que les variables agissent de manière similaire pour tous les groupes.

Pour le groupe de variables cherchant à refléter l'offre de logements, la population totale de la municipalité agit positivement et de manière similaire pour toutes les strates, quoique le coefficient soit un peu plus élevé pour les migrants vivant au sein d'une famille ayant au moins un enfant de plus de 5 ans (0,024). Il s'agit par ailleurs de la seule strate pour laquelle le coefficient pour le potentiel d'accueil ne diffère pas significativement de 0. Cela pourrait signifier que les jeunes familles sont moins attirées par les nouveaux développements que les autres et préfèreraient vivre dans des quartiers de banlieue déjà aménagés, où l'on est plus susceptible de retrouver des écoles déjà construites et fonctionnelles. Finalement, le dernier groupe de variables concerne celles pour le contrôle géographique. Les grandes tendances sont les mêmes pour toutes les strates, mais l'ampleur des coefficients diffère.

DISCUSSION

Nous cherchions à identifier les facteurs contextuels qui agissent sur le choix, par les personnes qui quittent la ville-centre pour la banlieue, de la municipalité de cette banlieue. Nous avons regroupé les facteurs en quatre grandes catégories : la composition socioéconomique de la municipalité, l'accessibilité, les services de proximité et l'offre de logements.

Nos résultats révèlent que chacune de ces catégories a un impact, mais d'une ampleur différente. De fait, les résultats pour les services de proximité sont même plutôt ambivalents et incitent à la prudence quant à leur portée réelle. Les dépenses en loisirs et culture semblent avoir un impact légèrement positif, mais l'impact de celles en santé et bien-être est négatif, peut-être parce que la consommation de ces services ne se fait pas nécessairement près du lieu de résidence, car une grande partie en est assumée par d'autres paliers de gouvernement. De leur côté, les dépenses en hygiène du milieu n'ont pas d'effet notable. Par ailleurs, ces résultats doivent être

nuancés par le fait que les données standardisées sur les taxes municipales, qui devraient selon Tiebout (1956) contrebalancer l'importance des services offerts, ne sont pas disponibles et n'ont pas été intégrées au modèle.

Cela laisse penser que les dépenses des municipalités ne sont pas des indicateurs réellement pertinents dans le contexte montréalais ou constituent une mauvaise approximation (*proxy*) des services de proximité, d'autant plus qu'elles ne prennent pas en compte les écoles et les services privés tels que les commerces et les lieux de culte dont l'importance n'est pas négligeable. L'étude de Dahlberg et Eklöf (2003), qui a révélé une relation probante entre des indicateurs similaires aux nôtres et l'attractivité des municipalités, portait sur la Suède, où les gouvernements locaux ont des responsabilités considérables, notamment la gestion des services de garde. Dans le cas du Québec, les pouvoirs municipaux sont plus limités. Nos résultats laissent penser qu'il serait impossible pour une municipalité québécoise de chercher à attirer les migrants intramétropolitains en agissant sur les dépenses publiques et les services qu'elle est en mesure d'offrir, sauf peut-être en ce qui concerne les loisirs et la culture.

Notre analyse montre que la ségrégation spatiale basée sur la composition ethnique est beaucoup moins importante à Montréal qu'elle ne peut l'être dans les métropoles américaines. S'il est vrai que la proportion de minorités visibles agit positivement sur les migrants appartenant à une minorité visible, elle n'agit pas négativement pour les Blancs. En somme, il semble que ceux-ci accordent peu d'importance à ce critère. S'il était déjà établi que le phénomène du « White Flight » n'existe pas à Montréal (Marois et Bélanger, 2014), notre étude précise que s'il existe une forme de ségrégation raciale au niveau du choix de la municipalité de banlieue, elle est de faible ampleur et ne se reflète pas dans le comportement des migrants blancs. Elle semble plutôt indiquer une préférence pour les personnes issues de l'immigration à choisir un lieu de résidence où la proportion de personnes de la même origine est plus importante, probablement car elles y retrouveront des institutions religieuses ou ethniques de leur appartenance.

Nos résultats montrent en revanche que c'est au niveau linguistique que la ségrégation spatiale s'opère le plus. Pour les francophones, anglophones et allophones, le niveau d'attractivité d'une municipalité dépend de la proportion de personnes faisant partie du même groupe : plus elle est élevée, plus les migrants intramétropolitains locuteurs de cette langue sont attirés vers elle. L'intensité de ce phénomène est toutefois de moindre ampleur pour les allophones. L'on peut aisément le comprendre : ce groupe est très hétérogène, incluant les locuteurs de diverses langues.

Individuellement, pour les allophones qui sont, rappelons-le, minoritaires, il devient alors beaucoup moins évident de retrouver une proportion de locuteurs partageant la même langue qu'eux, leur nombre étant restreint dans la région métropolitaine en général et dans la banlieue en particulier. Les différentes communautés linguistiques allophones sont probablement plus attrayantes qu'il n'y paraît pour les locuteurs d'une tierce langue précise, mais pour le mesurer il faudrait répéter l'analyse pour chaque groupe linguistique, ce que la taille de la population de chaque groupe et leur répartition spatiale ne permettent pas.

De précédentes analyses (Marois et Bélanger, 2014) ont mis en relief le contraste existant entre francophones d'une part et anglophones et allophones d'autre part en ce qui concerne la probabilité de quitter Montréal pour la banlieue : les francophones sont beaucoup plus enclins à effectuer ce déplacement que les autres. Si la ségrégation s'opère relativement aux départs de la ville-centre, notre présente analyse précise qu'elle s'effectue également au niveau du choix de la municipalité de résidence pour ceux qui la quittent.

Dans un continent à très forte prédominance anglophone, la communauté francophone du Québec lutte pour la survie de sa spécificité culturelle et plusieurs ont souligné le déclin relatif de la langue française dans la province et au Canada en général (Termote, Payeur et Thibault, 2011). Le déclin est particulièrement préoccupant à Montréal, qui accueille chaque année un fort contingent de nouveaux immigrants allophones dont les choix linguistiques favorisent la croissance relative de la communauté anglophone. Dans un contexte de sous-fécondité, la survie du français dépend en grande partie de l'intégration linguistique de ces immigrants vers le français. Notre analyse montre que les allophones ont des comportements similaires à ceux des anglophones en ce qui a trait à la mobilité résidentielle. Les francophones et allophones ont tendance à s'éviter mutuellement, sans contrepartie entre anglophones et allophones, ce qui amène un défi supplémentaire à l'intégration linguistique des allophones, pour qui l'attrait du français comme langue de référence est déjà déficient (Bélanger, Sabourin et Lachapelle, 2011). Dans la mesure où la langue du milieu de vie est un déterminant de l'intégration linguistique (Carpentier, 2004), les choix résidentiels des allophones pourraient constituer un obstacle à leur francisation. Soulignons par ailleurs que l'impact politique de ce phénomène pourrait être important, car dans un système politique qui désigne comme premier ministre le chef du parti ayant remporté le plus de circonscriptions électorales, la répartition spatiale de la population peut être déterminante. Un clivage linguistique à cet égard est d'autant

plus significatif que le comportement électoral diffère grandement entre francophones d'une part et anglophones et allophones d'autre part (Bélanger et Perrella, 2008 ; Serré, 2002).

Aux États-Unis, une partie de la ségrégation résidentielle observée entre Blancs et Noirs s'explique par certaines pratiques discriminatoires des agents immobiliers, ceux-ci offrant à leurs clients des choix et des conseils différents en fonction de la couleur de leur peau (Charles, 2003 ; Farley, Krysan, Jackson, Steeh et Reeves, 1993). Cette piste n'a pas encore été explorée dans le cas de la ségrégation linguistique observée à Montréal. La volonté pour un individu de vivre parmi des personnes avec qui il peut communiquer semble être un choix naturel et rationnel pouvant expliquer les comportements migratoires différentiels entre francophones et anglophones, mais les pratiques des agents immobiliers pourraient être une piste intéressante pour expliquer le comportement des allophones.

L'accessibilité aux services et aux emplois ressort comme facteur déterminant du choix de la municipalité de résidence. Deux des trois variables utilisées pour estimer ce concept sont significatives : la distance au centre-ville et la présence d'une autoroute. Le coût moyen des logements a quant à lui un impact négatif. Nous pouvons alors résumer le phénomène ainsi : les personnes qui migrent de Montréal vers sa banlieue cherchent à vivre près du centre-ville et vont chercher un équilibre entre la distance et le coût du logement, ce qui corrobore de manière empirique la théorie de l'économie urbaine (Fujita, 1989). Néanmoins, l'impact de la distance, bien que significatif, demeure tout de même faible. Lorsque la population est stratifiée selon la structure familiale, elle perd même sa significativité pour trois des quatre sous-groupes. Cela peut s'expliquer par le phénomène de la polynucléarisation des métropoles nord-américaines qui mène à une décentralisation progressive des emplois, réduisant l'importance relative du centre-ville dans l'ensemble métropolitain (Coffey, Manzagol et Shearmur, 2000 ; Garreau, 1991 ; Terral et Shearmur, 2008). Concernant les dépenses municipales en transport, l'absence d'impact significatif s'explique sans doute en partie par le fait que le coût du transport en commun est en partie assumé par l'Agence métropolitaine de transport (AMT), réduisant l'influence des municipalités à cet égard.

L'offre de logements est également d'une importance capitale. Tant le potentiel de développement que le nombre d'habitants de la municipalité (qui est une mesure du nombre brut de logements laissés vacants par des départs) ont un impact positif sur l'attractivité de la municipalité. Entre autres implications politiques et sociales de ces résultats, nous pensons que l'étalement urbain pourrait être atténué en favorisant l'offre de logements

dans les secteurs proches de l'île de Montréal ou ceux qui sont les plus accessibles, notamment par une densification des nouveaux développements comme le propose le plus récent plan d'aménagement (Communauté métropolitaine de Montréal, 2011).

Nous cherchions ensuite à vérifier si les facteurs influençant le choix de la municipalité de résidence agissent différemment selon la structure familiale. Rappelons que la perspective du cycle de vie met l'accent sur cette variable comme étant déterminante des besoins en matière de logement et du lieu de résidence. Nos analyses ont révélé que les personnes vivant au sein d'une nouvelle famille ou d'un couple qui pourrait avoir des enfants sont plus attirées par une municipalité comportant beaucoup de ménages avec enfant(s) de 5 ans ou moins. Cette préférence peut s'expliquer entre autres par le désir de plusieurs parents de voir un bassin de camarades pour leurs enfants et probablement aussi par la présence d'écoles dans le quartier.

Nos analyses révèlent que les variables traduisant l'accessibilité ressortent beaucoup moins pour les personnes vivant au sein d'un couple qui pourrait avoir des enfants que pour les autres. Ce résultat laisse croire que ces personnes sont ainsi prêtes à sacrifier les facteurs liés à l'accessibilité à l'emploi et aux services au profit de ceux reliés à la superficie du logement et à l'environnement, ce qui concorde avec la perspective du cycle de vie (Æro, 2006 ; Karsten, 2007). Cependant, c'est pour les familles avec enfant(s) que les variables liées à l'accessibilité ressortent le plus, alors qu'elles semblent beaucoup moins importantes pour la catégorie « autre », qui inclut notamment les personnes seules et les couples dont les enfants ont quitté le domicile familial et dont un bon nombre sont à la retraite. Si l'accessibilité ressort pour ces personnes, nous pensons qu'elles cherchent à maximiser leur temps de loisir afin de le consacrer à leurs enfants, leurs responsabilités étant plus grandes que les personnes sans enfant. Nos résultats montrent également que la valeur moyenne des logements ressort pour les familles avec enfant(s), mais pas pour les autres. Nous expliquons ce résultat par de plus grands besoins financiers pour ces familles, étant donné la présence d'enfants, diminuant ainsi la part du budget pouvant être accordée au logement.

CONCLUSION

Les principales révélations de notre étude sont les suivantes. Premièrement, en ce qui concerne les caractéristiques ethnolinguistiques des

municipalités, les résultats montrent que la composition linguistique est un facteur beaucoup plus important que l'appartenance à un groupe de minorité visible. Deuxièmement, l'accessibilité est un facteur déterminant du choix du lieu de résidence, quelle que soit la structure familiale du migrant, mais elle est moins importante chez les jeunes couples, ce qui constitue un résultat empirique supplémentaire pour appuyer la littérature sur le sujet. Troisièmement, bien qu'il s'agisse d'un facteur que l'on sait intuitivement important, très peu d'études se sont penchées sur l'offre de logements comme déterminant du choix du lieu de résidence. Notre étude a permis de mesurer cet effet net en contrôlant par les autres déterminants de la mobilité et celui-ci s'est révélé important. Finalement, les coefficients relatifs aux services de proximité ne se sont pas révélés concluants.

Rappelons pour terminer l'une des limites importantes de notre étude : la perspective statique des analyses, alors que la mobilité résidentielle est un processus dynamique. Néanmoins, puisque la plupart de nos résultats corroborent la théorie et la littérature empirique effectuée ailleurs dans le monde, la validité des résultats et des conclusions ne semble pas avoir été fortement affectée par cette perspective d'analyse.

BIBLIOGRAPHIE

Æro, T. 2006. « Residential Choice from a Lifestyle Perspective », *Housing, Theory and Society*, 23, 2 : 109-130.

Barcelo, M. et M.-O. Trépanier. 1999. *Les indicateurs d'étalement urbain et de développement durable en milieu métropolitain*. Montréal, Observatoire métropolitain de la région de Montréal.

Bélanger, A., P. Sabourin et R. Lachapelle. 2011. « Une analyse des déterminants de la mobilité linguistique intergénérationnelle des immigrants allophones au Québec », *Cahiers québécois de démographie*, 40, 1 : 113-138.

Bélanger, É. et A. M. L. Perrella. 2008. « Facteurs d'appui à la souveraineté du Québec chez les jeunes », *Politique et Sociétés*, 27, 3 : 13-40.

Boustan, L. P. 2010. « Was Postwar Suburbanization "White Flight" ? Evidence from the Black Migration », *The Quarterly Journal of Economics*, 125, 1 : 417-443.

Bowes, D. R. et K. R. Ihlanfeldt. 2001. « Identifying the Impacts of Rail Transit Stations on Residential Property Values », *Journal of Urban Economics*, 50, 1 : 1-25.

Brülhart, M. et K. Schmidheiny. 2009. *On the Equivalence of Location Choice Models : Conditional Logit, Nested Logit and Poisson*. CESifo Group Munich. (coll. CEPR Discussion Paper)

Butler, T. et G. Robson. 2001. « Social Capital, Gentrification and Neighbourhood Change in London : A Comparison of Three South London Neighbourhoods », *Urban Studies*, 38, 12 : 2145-2162.

Carpentier, A. 2004. *Tout est-il joué avant l'arrivée ? Étude de facteurs associés à un usage prédominant du français ou de l'anglais chez les immigrants allophones arrivés au Québec adultes.* Québec, Conseil supérieur de la langue française.

Charles, C. Z. 2003. « The Dynamics of Racial Residential Segregation », *Annual Review of Sociology*, 29 : 167-207.

Clark, W. 2002. « Ethnic Preferences and Ethnic Perceptions in Multi-Ethnic Settings », *Urban Geography*, 23, 3 : 237-256.

Clark, W. A. V., M. C. Deurloo et F. M. Dieleman. 1994. « Tenure Changes in the Context of Micro-level Family and Macro-level Economic Shifts », *Urban Studies*, 31, 1 : 137-154.

Coffey, W. J., C. Manzagol et R. Shearmur. 2000. « L'évolution spatiale de l'emploi dans la région métropolitaine de Montréal, 1981-1996 », *Cahiers de géographie du Québec*, 44, 123 : 325-339.

Colwell, P. F., C. A. Dehring et G. K. Turnbull. 2002. « Recreation Demand and Residential Location », *Journal of Urban Economics*, 51, 3 : 418-428.

Communauté métropolitaine de Montréal (CMM). 2011. *Un Grand Montréal attractif, compétitif et durable. Plan métropolitain d'aménagement et de développement*. Montréal, CMM

Dahlberg, M. et M. Eklöf. 2003. *Relaxing the IIA Assumption in Locational Choice Models : A Comparison Between Conditional Logit, Mixed Logit, and Multinomial Probit Models.* Uppsala, Uppsala University, Department of Economics.

Farley, R. 1977. « Residential segregation in urbanized areas of the United States in 1970 : An analysis of social class and racial differences », *Demography*, 14, 4 : 497-518.

Farley, R., M. Krysan, T. Jackson, C. Steeh et K. Reeves. 1993. « Causes of continued racial residential segregation in Detroit : "Chocolate city, vanilla suburbs" revisited », *Journal of Housing Research*, 4, 1 : 1-38.

Feijten, P. et C. H. Mulder. 2002. « The Timing of Household Events and Housing Events in the Netherlands : A Longitudinal Perspective », *Housing Studies*, 17, 5 : 773-792.

Fréchette, L., D. Desmarais, Y. Assogba et J.-L. Paré. 2004. « L'intégration des jeunes à la ville : une dynamique de repérage spatial et social », dans P. Leblanc et M. Molgat (dir.), *La migration des jeunes. Aux frontières de l'espace et du temps*, Québec, Presses de l'Université Laval : 81-105.

Frey, W. H. 1992. *Minority Suburbanization and Continued "White Flight" in U.S. Metropolitan Areas : Assessing Findings from the 1990 Census*. University of Michigan Population Studies Center.

Frey, W. H. et F. E. Kobrin. 1982. « Changing families and changing mobility : Their impact on the central city », *Demography*, 19, 3 : 261-277.

Friedman, J. 1981. « A Conditional Logit Model of the Role of Local Public Services in Residential Choice », *Urban Studies*, 18, 3 : 347-358.

Fujita, M. 1989. *Urban Economic Theory*. Cambridge, Cambridge University Press.

Garreau, J. 1991. *Edge cities : Life on the new frontier*. New York, Doubleday.

Gayda, S. 1998. « Stated preference survey on residential location choice and modal choice In Brussels ». Communication présentée lors de la World Conference on Transportation Research, Anvers.

Glaeser, E. L., J. Kolko et A. Saiz. 2001. « Consumer city », *Journal of Economic Geography*, 1, 1 : 27-50.

Glick, P. C. 1947. « The Family Cycle », *American Sociological Review*, 12, 2 : 164-174.

Greenstein, R., F. Sabatini et M. Smolka. 2000. « Urban Spatial Segregation : Forces, Consequences, and Policy Responses », *Land Lines*, 12, 16.

Homocianu, G. M. 2009. *Modélisation de l'interaction transport-urbanisme — Choix résidentiels des ménages dans l'aire urbaine de Lyon*. Thèse de doctorat, Université Lumière Lyon 2.

Hörnsten, L. et P. Fredman. 2000. « On the distance to recreational forests in Sweden », *Landscape and Urban Planning*, 51, 1 : 1-10.

Hunt, J. D., D. P. McMillan et J. E. Abraham. 1994. « A Stated Preference Investigation of Influences of the Attractiveness of the Residential Locations », *Transportation Research Record*, 1466.

Kanaroglou, P. S., H. F. Maoh, B. Newbold, D. M. Scott et A. Paez. 2009. « A demographic model for small area population projections : an application to the Census Metropolitan Area of Hamilton in Ontario, Canada », *Environment and Planning A*, 41, 4 : 964-979.

Karsten, L. 2007. « Housing as a Way of Life : Towards an Understanding of Middle-Class Families' Preference for an Urban Residential Location », *Housing Studies*, 22, 1 : 83-98.

Kestens, Y., M. Thériault et F. des Rosiers. 2007. « Choix résidentiels des ménages lors de l'acquisition d'une maison unifamiliale », dans M. Thériault et F. des Rosiers (dir.), *Information géographique et dynamiques urbaines 1*, Paris, Hermès-Lavoisier : 197-226.

Kim, T.-K., M. W. Horner et R. W. Marans. 2005. « Life Cycle and Environmental Factors in Selecting Residential and Job Locations », *Housing Studies*, 20, 3 : 457-473.

Krysan, M. 2002. « Whites who say they'd flee : Who are they, and why would they leave ? », *Demography*, 39, 4 : 675-696.

Krysan, M. et R. Farley. 2002. « The Residential Preferences of Blacks : Do They Explain Persistent Segregation ? », *Social Forces*, 80, 3 : 937-980.

Lee, B. H. et P. Waddell. 2010. « Residential mobility and location choice : a nested logit model with sampling of alternatives », *Transportation*, 37, 4 : 587-601.

Marois, G. et A. Bélanger. 2014. « Déterminants de la migration résidentielle de la ville centre vers la banlieue dans la région métropolitaine de Montréal : clivage linguistique et fuite des francophones », *Canadian Geographer/ Géographe canadien*, 58, 2 : 141-159.

McFadden, D. 1974. « Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior », dans P. Zarembka (dir.), *Frontiers in Econometrics*, New York, Academic Press.

Montminy, D. 2010. *La protection du territoire agricole de la région métropolitaine de recensement (RMR) de Montréal dans un contexte d'étalement urbain*. Master of Science, Université de Montréal.

Nechyba, T. J. et R. P. Strauss. 1998. « Community choice and local public services : A discrete choice approach », *Regional Science and Urban Economics*, 28, 1 : 51-73.

Nechyba, T. J. et R. P. Walsh. 2004. « Urban Sprawl », *The Journal of Economic Perspectives*, 18, 4 : 177-200.

Paillé, M. 2000. « Migrations intérieures des Québécois d'expression française, 1981-1986 et 1986-1991 », *Cahiers québécois de démographie*, 29, 1 : 147-167.

Park, R. E. et E. W. Burgess. 1925. *The city*. University of Chicago Press.

Rossi, P. H. 1955. *Why Families Move*. Beverly Hills, Sage Publications.

Rouwendal, J. et E. Meijer. 2001. « Preferences for Housing, Jobs, and Commuting : A Mixed Logit Analysis », *Journal of Regional Science*, 41, 3 : 475-505.

Seligman, A. I. 2005. *Block by Block : Neighborhoods and Public Policy on Chicago's West Side Chicago*. Chicago, University of Chicago Press.

Serré, P. 2002. *Deux poids, deux mesures : L'impact du vote des non-francophones*. VLB Éditeur.

South, S. J. et K. D. Crowder. 1997. « Residential mobility between cities and suburbs : race, suburbanization, and back-to-the-city moves », *Demography*, 34, 4 : 525-538.

Termote, M., F. Payeur et N. Thibault. 2011. *Perspectives démolinguistiques du Québec et de la région de Montréal, 2006-2056*. Québec, Office québécois de la langue française.

Terral, L. et R. Shearmur. 2008. « Vers une nouvelle forme urbaine ? Desserrement et diffusion de l'emploi dans la région métropolitaine de Montréal », *L'Espace géographique*, 37, 1 : 16-31.

Tiebout, C. M. 1956. « A pure theory of local expenditures », *The journal of political economy* : 416-424.

Turcotte, M. 2008. *L'opposition ville/banlieue : comment la mesurer ?* Ottawa, Statistique Canada. (Tendances sociales canadiennes)

Turcotte, M. et M. Vézina. 2010. *Migration entre municipalité centrale et municipalités avoisinantes à Toronto, Montréal et Vancouver.* Ottawa, Statistique Canada. (Tendances sociales canadiennes)

Ville de Montréal. 2011. *L'évolution de l'emploi à Montréal 1981-2006. Un survol.* Montréal, Ville de Montréal, Division du soutien au développement économique, Direction du développement économique et urbain.

Weisbrod, G., M. Ben-Akiva et S. Lerman. 1980. « Tradeoffs in Residential Location Decisions : Transportation versus Other Factors », *Transportation Policy and Decision-Making*, 1, 1 : 13-26.

ABSTRACT

Guillaume MAROIS and Alain BÉLANGER

From Montreal to the suburbs : determinants of the choice of place of residence

The objective of this study is to identify the determinants of residential location at the municipal level. We study mobility in the Montreal metropolitan area, which differs from others in North America in its particular linguistic dynamic, whereby both the French majority is declining because of a rapid increase in third language speakers due to high immigration. A conditional logit regression model, stratified by family structure, is developed following the random utility theoretical framework to test the relative importance of linguistic and ethnocultural factors for the choice of destination. The results show that the language variable better explains the choice of destination municipality, while the visible minority composition of the neighbourhood is less important. Accessibility of services, as well as the supply of housing also emerged as strong determinants of the choice of destination. Finally, our analysis reveals that people living in a young family or a couple in the prime fertility age group are more attracted by municipalities having a large proportion of households with children aged 5 years or less.