

Le choix du mode d'occupation sur le marché du logement à Montréal : influence de l'origine ethnique

Tenure choice in the housing market in Montreal: the effect of the ethnic group

Alain Laporte

Volume 54, Number 1, janvier–mars 1978

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/800757ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/800757ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Laporte, A. (1978). Le choix du mode d'occupation sur le marché du logement à Montréal : influence de l'origine ethnique. *L'Actualité économique*, 54(1), 46–58. <https://doi.org/10.7202/800757ar>

Article abstract

The housing conditions in Montreal are mainly characterized by the two following features: firstly, the high percentage of tenants, secondly, the excessively high proportion of French Canadians in that type of tenure.

In spite of this important disequilibrium, there are few systematic analysis of the economic, demographic or cultural factors explaining such a phenomenon.

The following paper is aimed at filling this gap. The first part deals with theoretical considerations; the second part contains the specification of the model, the method of estimation and the statistical data used for the estimation; the third part analyses the results and brings up the main conclusions.

LE CHOIX DU MODE D'OCCUPATION SUR LE MARCHÉ DU LOGEMENT À MONTRÉAL : INFLUENCE DE L'ORIGINE ETHNIQUE

La prépondérance du stock de logements locatifs et la représentation excessive des Canadiens français dans ce mode d'occupation sont généralement reconnues comme les caractéristiques structurelles les plus persistantes de la situation du logement à Montréal¹.

Un tel déséquilibre dans la structure d'occupation est souvent symptomatique de disparités importantes. D'une part, la propriété constitue la forme la plus courante d'accumulation de richesse chez les groupes à revenu moyen. En effet, selon une enquête de Statistique Canada sur les finances des consommateurs², la valeur marchande estimative du logement représentait 63% de l'avoir total des familles canadiennes. D'autre part, la distribution du stock locatif par rapport au stock propriétaire se trouve centrée sur un niveau de qualité inférieure de telle sorte qu'une sur-représentation dans le premier est manifeste d'une sous-consommation au niveau du logement.

Malgré l'importance et les conséquences de ce déséquilibre, il existe peu d'analyse systématique des facteurs explicatifs, qu'ils soient d'ordre économique, démographique ou purement culturel, d'un tel comportement. L'étude qui suit a pour but de combler cette lacune. Elle comprend trois parties. 1) D'abord, quelques considérations théoriques permettent de mettre en relief les principaux facteurs explicatifs du choix du mode d'occupation. 2) Sur la base de ces quelques considérations, on dégage ensuite la spécification du modèle, la méthode d'estimation utilisée de même que les données qui vont servir à l'estimation. 3) Enfin, une dernière section est consacrée à l'analyse des résultats obtenus et à l'énoncé des principales conclusions.

1. En 1971, 64.7% des logements occupés dans la région métropolitaine de Montréal étaient des logements locatifs comparativement à 45% pour Toronto. De plus, 73% des ménages locataires étaient canadiens-français. (SOURCE : *Recensement 1971*, Statistique Canada)

2. Statistique Canada : *Enquête sur les finances des consommateurs*, vol. I, cat. 13-550, 1970.

1. *Quelques considérations théoriques*

L'analyse de la littérature sur le choix du mode d'occupation révèle deux types d'approche théorique. Une première s'appuie sur la segmentation du marché du logement particulièrement accentuée au niveau du mode de propriété et décompose en conséquence la décision du ménage. On suppose alors un modèle de comportement où le ménage évalue d'abord la combinaison optimale d'attributs de logement et autres biens dans chaque sous-marché et choisit ensuite celle qui lui procure la plus grande satisfaction³. Ceci repose sur l'hypothèse très peu réaliste que le même niveau de qualité est disponible dans les deux sous-marchés. Or, compte tenu des fonctions de production du stock de logement, certaines combinaisons d'attributs ne sont simplement pas disponibles sur le marché locatif et inversement sur le marché de propriété de telle sorte que l'exercice des préférences individuelles du ménage au niveau des attributs contraint déjà dans une grande mesure son choix du mode d'occupation.

La seconde approche que nous avons d'ailleurs choisie dans la présente analyse, considère la décision d'achat comme partie intégrante du choix du bien logement en général. On traite alors le mode d'occupation au même titre que les autres attributs du bien logement et les variables affectant cette décision devraient être les mêmes que celles qui déterminent la demande de logement en général soit, les variables du revenu, les caractéristiques démographiques du ménage et, dans le cas présent, l'origine ethnique. Nous allons reprendre l'analyse de chacun de ces groupes de variables en fonction de leur influence probable sur le choix du mode d'occupation.

Les variables démographiques servent à capter l'influence du « cycle de vie » des ménages sur le choix d'un logement. La famille « typique » évolue à travers différents stades alors que l'individu quitte ses parents, se marie, a des enfants, etc. Au cours de ces transformations, les besoins se modifient et déterminent le choix des caractéristiques du logement. Ainsi, le type de ménage, l'âge du chef, le nombre d'enfants sont autant de variables susceptibles d'influencer la prise de décision sur le mode d'occupation.

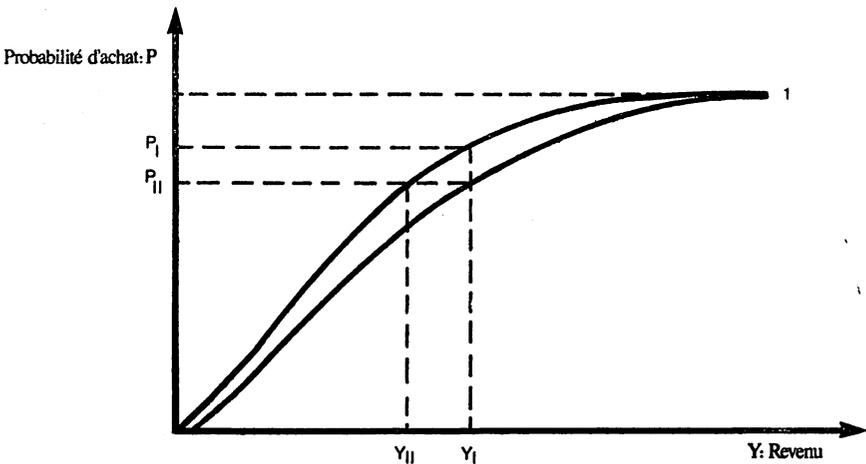
L'exercice de ce choix des divers attributs du logement est soumis à la contrainte habituelle du revenu. Il est raisonnable de penser que le ménage base sa décision du mode d'occupation non pas sur le revenu courant mais plutôt sur ses anticipations de revenu futur. En effet, en raison de la durabilité du bien et des coûts de transaction élevés, la décision du ménage quant au mode d'occupation est davantage liée à une perception à long terme de ses besoins. On peut donc s'attendre à ce que le concept de revenu pertinent dans un tel cas s'étale sur un horizon

3. Doling, J.F., « A Two Stage Model of Tenure Choice in the Housing Market », *Urban Studies*, 10, 1973, pp. 199-211.

temporel correspondant et la notion de revenu qui convient alors le mieux est celle du revenu permanent. Il est obtenu comme la résultante de la somme des revenus futurs anticipés et capitalisés. Nous allons présenter dans la prochaine section la méthode utilisée pour le calculer.

Une dernière variable, certes capitale dans la présente analyse, concerne l'origine ethnique du ménage. L'introduction de cette variable a pour but de vérifier si la probabilité d'achat diffère d'un groupe à l'autre une fois qu'on a contrôlé pour les autres variables susceptibles d'expliquer le choix du mode d'occupation soit le revenu, l'éducation, l'âge et autres variables démographiques. Par exemple, la relation entre la probabilité d'achat et le revenu pour deux groupes de ménages en tout point semblables sauf en ce qui concerne l'origine ethnique peut être représentée de la façon indiquée au graphique 1.

GRAPHIQUE 1



Bien que le choix du mode d'occupation soit du type 0 — 1 à un niveau « critique » du revenu, les différences de revenu lorsqu'on considère un ensemble de ménages de même que les variations aléatoires dans leur comportement permettent d'établir une relation de type continu. La faible variation de la probabilité d'achat à chaque extrémité de l'échelle des revenus peut être expliquée par l'ampleur du capital nécessaire pour atteindre le marché de propriété et l'incapacité du marché locatif d'offrir certaines caractéristiques du logement fortement élastiques par rapport au revenu : grandeur des pièces, faible densité, etc. La probabilité d'achat d'un groupe particulier peut être en tout point inférieur et ainsi le revenu

critique Y_1 nécessaire pour atteindre la même structure d'occupation est supérieur. Donc, en standardisant pour les différences de revenu observées, on peut espérer dégager les différences dans la structure d'occupation du logement d'un groupe ethnique à l'autre.

Si une telle variable ethnique est importante et significative, elle peut recouper des considérations de préférences, des restrictions particulières du côté de l'offre ou encore révéler des perceptions différentes devant le risque. Par exemple, du côté des préférences, la dimension spatiale inhérente au phénomène de consommation de logement nous suggère une forme d'explication possible. En effet, comme la consommation de logement s'accompagne toujours de la consommation des attributs propres au voisinage tels l'accessibilité, la composition de la population, les services municipaux et autres, s'introduit alors dans le choix du ménage une dimension sociologique et politique. Ainsi, la préférence de la part des ménages canadiens-français pour demeurer dans des zones à forte concentration de leur groupe pourrait expliquer leur faible probabilité d'achat dans la mesure où l'on retrouve peu de zones possédant cette caractéristique et qui soient en même temps composées d'unités propriétaires⁴. Dans une telle circonstance, l'arbitrage s'exerçant entre le mode d'occupation et la composition même du voisinage détermine le choix du ménage en fonction de ses préférences sous les contraintes habituelles du revenu.

Une seconde source d'explication possible nous est suggérée par la composition même du stock qui à Montréal comprend beaucoup de petites unités du type duplex et triplex. La propriété de telles unités permet au propriétaire résidant de diminuer ses charges financières mensuelles à l'aide des revenus de loyer. Dans un tel cas, les préférences pour la propriété peuvent être satisfaites en dépit des contraintes de revenu de certains groupes. Or, dans la mesure où cette pratique était répandue chez les Canadiens français, ne pas en tenir compte pourrait biaiser l'influence de la variable ethnique proprement dite. Les variables utilisées pour capter de telles influences du côté de l'offre seront présentées dans la prochaine section.

Un dernier aspect important à considérer est certainement l'accès à la propriété comme moyen d'investissement. Ainsi, le ménage considère le rendement qu'il peut retirer de son investissement dans le cas d'une vente. Trois composantes sont alors importantes dans son évaluation : le paiement initial, la différence entre ses charges mensuelles et le loyer qu'il devrait payer pour un logement de qualité équivalente, le taux

4. Ce point a été soulevé dans un autre contexte par R.J. Struyk et S. Marshall : « The Determinants of Household Home Ownership », *Urban Studies*, 1974.

d'appréciation du bâtiment⁵. Certaines expériences de simulation sur l'équation de rendement suggèrent que le taux de rendement est particulièrement sensible au taux d'appréciation du bâtiment R de même qu'à l'investissement mensuel que constitue la différence entre les coûts de propriété et le loyer équivalent. Aussi, bien que le revenu soit la variable la plus importante pouvant affecter l'acquisition d'une propriété, que ce soit au niveau du versement initial et des charges mensuelles, il y a un élément de risque sur le plan financier qui prend la forme d'une baisse de la valeur. La perception différente du degré de risque et des taux d'appréciation possibles entre les différents groupes peuvent expliquer les différences observées dans la probabilité d'achat qui seraient normalement captées par la variable ethnique.

2. Spécification des variables et méthode d'estimation

L'analyse précédente nous a permis d'identifier quatre groupes de variables : les variables démographiques, les variables socio-économiques, l'origine ethnique, les variables pouvant servir à capter les influences du côté de l'offre.

Parmi les variables démographiques permettant de saisir les diverses phases de l'évolution du ménage, on a retenu un ensemble de variables binaires définies de telle sorte qu'on puisse tenir compte d'un certain nombre d'interactions : types de ménages, âge du chef et âge des enfants. Ces variables sont : a) les couples sans enfant de 45 ans et plus, b) les couples sans enfant de 45 ans et moins, c) les couples avec enfants dont l'âge varie de 0 à 5 ans, d) les couples avec enfants d'âge scolaire, e) les autres familles. A ces variables décrivant le type de ménage familial viennent s'ajouter l'âge du chef et le nombre de personnes pour tous les ménages sauf les couples sans enfant pour lesquels l'âge et le nombre de personnes ont déjà été introduits. On a enfin une variable binaire selon que le chef est retraité ou non.

Le groupe des variables socio-économiques comprend une variable permettant de tenir compte du niveau d'éducation alors que les autres variables touchent le revenu. On introduit d'abord le revenu courant⁶

5. Le rendement x sur l'investissement est donné par la formule suivante :

$$PI (1 + x)^T - IM \left\{ \frac{(1 + x)^T - 1}{x} \right\} = PA (1 + R)^T \times .93$$

où : PI = paiement initial

IM = investissement mensuel

PA = prix d'achat

R = taux d'appréciation de la maison

T = période sur laquelle la maison est possédée

.93 = pour tenir compte des coûts de transactions qui sont environ de 7%.

6. Le revenu total du ménage comprend le revenu taxable, les allocations familiales et d'étudiants, les prestations d'assurance-chômage et de bien-être, le loyer payé par les enfants dans les cas où cela s'applique.

qui est constitué du revenu total pour les ménages familiaux et le revenu du chef dans le cas des ménages non familiaux. De plus, tel que suggéré précédemment, différentes mesures du revenu permanent ont été utilisées. La méthode la plus souvent employée pour calculer le revenu permanent est de classer les ménages selon certains groupes homogènes et de prendre alors le revenu moyen du groupe comme mesure du revenu permanent. Une telle méthode permet de réduire la composante transitoire du revenu alors qu'on suppose que le revenu individuel devrait se comporter comme celui du groupe ainsi stratifié. Pour des groupes relativement grands la composante transitoire du revenu devrait tendre vers zéro. Toutefois, cette méthode de calcul du revenu permanent présente un certain nombre de faiblesses. D'abord, elle ne permet pas de tenir compte des revenus futurs anticipés qui sont de première importance dans la prise des décisions sur le mode d'occupation. Ensuite, elle néglige le cas où des ménages d'un même groupe puissent avoir des revenus permanents différents en raison de différences autres que celles qui ont servi à la stratification.

Comme nous disposions du revenu futur anticipé dans deux ans pour les ménages de l'échantillon, il était possible de générer les revenus futurs par groupe d'âge et d'éducation. Le revenu permanent devient alors une moyenne des revenus futurs et présents pondérés par un taux d'escompte approprié⁷. L'utilisation d'une telle pondération qui accorde une importance moindre aux revenus futurs, permet de tenir compte du fait qu'un revenu futur possède une valeur moindre qu'un revenu disponible maintenant. De plus, on peut tenir compte ainsi de la plus grande incertitude du revenu futur anticipé à mesure qu'on s'éloigne dans le temps. Cette méthode de calcul du revenu permanent permet de répondre au premier type d'objections concernant la prise en considération du revenu futur. Quant à la seconde objection, concernant les autres variables pouvant affecter le revenu permanent, on peut en tenir compte par l'introduction de certaines variables dans l'analyse, telle une variable discrète dans le cas où la femme travaille ou non.

Deux autres mesures plus simples du revenu permanent ont également été utilisées : soit, d'une part, une moyenne simple des revenus passé, présent et futur des ménages dans chaque groupe d'âge et d'éducation,

7. La méthode utilisée est celle proposée par Ramanathan, R. : « Measuring the Permanent Income of a Household : An Experiment in Methodology », *Journal of Political Economy*, 1970.

Le revenu permanent Y_{ij} pour le groupe i, j est donné par la formule suivante :

$$Y_{ij} = \left[\sum_{t=0}^9 a_{ij}(t) d^t + \sum_{s=0}^{10} z_{ij+1}(s) d^{s+10} \right] / \sum_{t=0}^{20} d^t$$

où z_{ij} est le revenu futur anticipé et d le taux d'escompte. Contrairement à Ramanathan, nos z_{ij} sont générés en se servant des revenus futurs révélés lors de l'enquête. Les calculs sont effectués pour quatre groupes d'âge et quatre niveaux d'éducation.

et le revenu futur comme variable instrumentale, d'autre part. Cette dernière variable constitue certes une mesure efficace du revenu permanent puisqu'il s'agit du revenu anticipé et se trouve ainsi dégagé de toute composante transitoire⁸. On a quelquefois utilisé conjointement le revenu courant et permanent dans la même régression afin de prendre en considération la composante transitoire qui dans la décision d'achat d'une maison peut être importante tout au moins en ce qui concerne le choix du moment précis d'une telle décision. Enfin, le revenu courant peut servir à capter les erreurs qui auraient pu se glisser dans l'estimation du revenu permanent.

En ce qui concerne les variables permettant de capter l'origine ethnique des ménages et les restrictions du côté de l'offre, on a d'abord une variable binaire qui prend la valeur 1 lorsque le ménage est canadien-français et 0 dans les autres cas. Pour tenir compte de la préférence des Canadiens français à demeurer dans des zones à forte concentration de leur groupe et de l'influence sur le mode de propriété, on a utilisé le pourcentage de Canadiens français propriétaires dans la même catégorie d'âge et d'éducation. Enfin, l'influence de cette forme particulière d'accession à la propriété via des types de logements tels les duplex, triplex, etc., est introduite à l'aide d'une variable binaire qui prend la valeur 1 dans le cas d'une maison unifamiliale et 0 dans les autres cas.

La variable dépendante est une variable binaire qui prend la valeur 1 lorsque le ménage est propriétaire et 0 dans les autres cas. Ceci soulève un certain nombre de problèmes de spécification et d'estimation. Pour les raisons énoncées dans la première section, la relation entre le mode d'occupation et certaines variables telles le revenu, l'éducation et l'âge risque d'être non linéaire. De plus, comme le modèle tel que formulé fait intervenir une variable dépendante du type binaire, l'estimation par les moindres carrés de la fonction de probabilité soulève quelques problèmes d'estimation. D'une part, le modèle impose des restrictions sur les valeurs que peuvent prendre les erreurs, de telle sorte que leur variance n'est pas indépendante des variables explicatives. Il s'ensuit un problème d'hétéroscédasticité qui rend les estimateurs non efficaces bien que toujours non biaisés. De plus, comme les erreurs ne sont pas distribuées normalement, l'estimateur ne l'est également pas et les tests classiques ne peuvent être valides que d'une façon approximative à moins de faire appel aux propriétés asymptotiques des grands échantillons. Enfin, si on veut utiliser un tel modèle pour la prévision, la variable prédite peut sortir des limites 0 et 1 mettant en relief ainsi l'inconsistance entre la prévision et l'interprétation probabiliste de la variable dépendante. Une

8. Livitan, N., « Tests of Permanent-Income Hypothesis based on Reinterview Savings Survey », in *Measurement in Economics*, in Memory of Yekuda Greenfield (Stanford : Stanford University Press).

façon de contrer un tel problème est d'utiliser des transformations telles que celles suggérées par le modèle logit ou probit⁹. Toutefois, comme c'est plutôt l'interprétation et l'importance des variables influençant le mode d'occupation qui nous intéressent, on n'a pas cherché à introduire de telles transformations dans l'estimation. Par contre, le problème d'hétéroscédasticité pourrait être plus gênant dans la mesure où il peut conduire à des conclusions erronées sur la signification des coefficients, mais on peut montrer que la perte d'efficacité sera la plupart du temps très faible¹⁰.

Ainsi, notre modèle de choix du mode d'occupation peut se présenter de la façon suivante :

$$P_i = f(D_i, SE_i, E_i, S_i) + u_i \quad (1)$$

où :

D_i = groupe de variables démographiques

SE_i = groupe de variables socio-économiques

E_i = variable ethnique

S_i = variable du stock

P_i = variable binaire égale à 1 si le ménage est propriétaire
et 0 autrement

On trouvera en annexe un résumé des diverses variables utilisées.

3. Données utilisées et analyse des résultats

Les estimations ont été effectuées sur un échantillon de 1,218 ménages de la région métropolitaine de Montréal¹¹. Le tableau 1 reproduit les principales caractéristiques des ménages selon l'origine ethnique.

Comme prévu, on constate que le pourcentage des propriétaires est beaucoup plus faible chez les Canadiens français que chez les autres groupes. De plus, le revenu du ménage canadien-français est inférieur à l'ensemble et son chef est généralement plus jeune et d'un niveau d'éducation inférieur. Enfin, la proportion des couples sans enfant de même que celle des autres familles y sont généralement supérieures. Les analyses de régression effectuées sur le modèle décrit dans la section pré-

9. Le modèle logit a été appliqué au problème du choix du mode d'occupation par Chung, J.H., *La probabilité d'achat de maisons et le modèle logit*, ACFAS, Ottawa, 1972.

10. En effet, à partir de l'équation (1), si on considère

$$E(P_i) = \text{Prob.}(P_i = 1) = \theta_i$$

traitant ainsi les variables 0-1 comme si elles étaient des observations quantitatives, le problème provient du fait que la $V(P_i) = \theta_i(1 - \theta_i)$ et l'hypothèse de constance de variance n'est pas respectée. Toutefois, $V(P_i)$ varie relativement peu dans l'intervalle $.2 \leq \theta_i \leq .8$ et la perte d'efficacité risque d'être minime.

11. Les données de cette enquête sur les ménages nous ont été gracieusement fournies par INRS — Urbanisation et faisaient partie du projet SIMLOM. L'échantillon original comprenait 1,499 ménages mais on a dû laisser des observations pour lesquelles on n'avait pas d'information sur le revenu, l'origine ethnique ou autres variables importantes,

TABLEAU 1

CARACTÉRISTIQUES DES MÉNAGES SELON L'ORIGINE ETHNIQUE :
RÉGION MÉTROPOLITAINE DE MONTRÉAL

Caractéristiques	Canadiens français	Anglais	Autres	Total
% propriétaire *	22.6	32.6	35.5	27.3
Revenu courant	8,957.0	9,826.1	8,902.0	9,075.0
Revenu perm-1	9,542.7	9,391.4	9,509.3	9,496.6
Revenu perm-2	9,211.2	9,328.2	8,934.2	9,160.4
Education	3.05	3.57	2.89	3.09
# de personnes	3.18	3.07	3.53	3.25
Age moyen	45.64	48.63	46.77	46.37
couples sans enfant	0.21	0.18	0.19	0.20
Couples avec enfants	0.57	0.66	0.60	0.59
Autres familles	0.10	0.08	0.07	0.09
Non familiaux	0.12	0.08	0.14	0.13
Echantillon	733	184	301	1,218

* La description des variables est présentée en annexe.

cédente ont pour objectif de vérifier si l'influence de l'origine ethnique sur la probabilité d'achat persiste une fois qu'on a pris en considération les différences de revenu, d'éducation et d'âge ainsi observées. Les principaux résultats de ces régressions sont présentés au tableau 2.

Une caractéristique propre à la plupart des équations estimées est certes le niveau peu élevé des coefficients de détermination. On constate généralement cette situation dans les analyses qui utilisent des micro-données. En effet, l'unité d'observation étant plus fine, le nombre de variables permettant d'en saisir toutes les dimensions peut s'avérer très considérable. Il s'agit alors d'introduire les variables qui semblent les plus pertinentes dans l'explication du choix du mode d'occupation sur la base de nos connaissances théoriques.

Dans chacune des équations, les coefficients estimés ont l'influence attendue sur le choix du mode d'occupation à l'exception peut-être du niveau d'éducation qui de toute façon est non significatif dans les cas où le signe de son coefficient est négatif. Le peu de signification de certaines variables telles les couples de 45 ans et plus sans enfant et les couples avec enfants de 0 à 5 ans et l'incapacité de l'échantillon à détecter leur influence propre provient de leur forte corrélation avec l'âge. Ainsi, dans l'équation (2), on abandonne les catégories d'âge dans la définition des couples sans enfant, ce qui rend l'interprétation du coefficient de la variable âge plus facile et conduit à une probabilité d'achat plus grande pour les couples avec enfants, ce qui apparaît plus réaliste.

TABLEAU 2
RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS DU CHOIX DU MODE D'OCCUPATION
À L'AIDE DES MOINDRES CARRÉS ORDINAIRES

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	coef. (t)						
Constant	-.370	-.393	-.447	-.333	-.286	-.429	-.393
A. Caractéristiques démographiques							
- couples s. e. 45 +	14.50 (2.749)	.0883 (2.057)	.0952 (2.176)	.0906 (2.126)	.0655 (1.706)	.0937 (2.152)	.0422 (0.930)
- couples s. e. 45 -	.0420 (0.837)						
- couples a. e. 0-5 ans	-.0120 (-.048)	-.0012 (-.009)	-.0164 (-.128)	.0236 (0.188)	-.0514 (-.455)	.0026 (0.020)	-.0895 (-.650)
- couples a. e. 6 +	.1546 (3.191)	.1565 (3.227)	.1526 (3.083)	.1353 (2.793)	.1252 (2.882)	.1464 (0.968)	.0905 (1.761)
- autres familles	.0430 (0.790)	.0467 (0.858)	.0438 (0.791)	.0556 (1.029)	0.519 (1.068)	.0497 (0.900)	.0338 (0.597)
- retraités	.0640 (1.376)	.0526 (1.145)	.0027 (0.058)	.0820 (1.777)	.0566 (1.376)	.0050 (0.107)	.0720 (1.476)
- âge du chef	.0053 (5.976)	.0059 (6.869)	.0066 (6.794)	.0027 (2.387)	.0045 (5.798)	.0051 (5.593)	.0063 (7.042)
- # de personnes	.0510 (5.106)	.0507 (5.067)	.0544 (5.335)	.0084 (4.868)	.0339 (3.775)	.0562 (5.551)	.0592 (5.581)
B. Caractéristiques socio-économiques							
- rev. courant	.0199 (7.181)	.0198 (7.122)		.0186 (6.695)	.0156 (6.258)		
- rev. perm-1			.0136 (1.253)			.0200 (3.781)	
- rev. perm-2							.0188 (6.354)
- rev. futurs							
- femme travaille			.0819 (2.272)				
- éducation	-.0048 (-.680)	-.0052 (-.730)	.0146 (2.174)	-.0129 (-1.77)	-.0090 (1.499)	.0165 (2.556)	-.0043 (-.578)
C. Ethnicité							
- français	-.0882 (-3.76)	-.0884 (-3.71)	-.0925 (-3.81)	-.0890 (-3.76)	-.0894 (-4.19)	-.0962 (-3.97)	-.0868 (-3.51)
D. Stock							
- % franç. propriétaires				.0092 (4.175)			
- unifamilial					.4859 (17.37)		
R ²	.186	.184	.154	.195	.347	.159	.186

a) Pour que les coefficients soient significatifs à 95%, le t statistique doit être égal ou supérieur à 1.96.

Outre le revenu courant, les trois mesures de revenu permanent développées précédemment ont été utilisées. C'est le revenu permanent-2 dans l'équation (6) soit la moyenne simple des revenus passé, présent et futur qui semble se conformer le mieux à l'analyse précédente. Dans cette équation, l'élasticité revenu est de 0.68 alors que l'élasticité par rapport au revenu courant dans l'équation (2) était de 0.66.

Les coefficients de la variable ethnique indiquent que, même si on contrôle pour les différences observées dans les caractéristiques socio-économiques et démographiques, les Canadiens français ont une probabilité d'achat de 8.8% à 9.6% inférieure aux autres groupes. Nos efforts pour lier ceci à certaines caractéristiques de l'offre, telles l'accession à la propriété via de petites unités locatives comme les duplex ou triplex dans l'équation (5), ne semble pas modifier de façon significative le coefficient de la variable ethnique. De même, une seconde hypothèse sur la faible disponibilité d'unités de type propriétaire dans les zones fortement francophones prise en compte dans l'équation (4) par la proportion de Canadiens français propriétaires dans le groupe d'âge et revenu auquel appartient le ménage, ne change pas non plus les conclusions sur l'influence de la variable ethnique.

Plusieurs autres régressions ont été effectuées sur des sous-échantillons afin d'articuler davantage l'influence de l'origine ethnique. On sait que le recours à une variable discrète pour tenir compte de l'effet de l'origine ethnique sur le mode d'occupation ne conduit qu'à un déplacement parallèle de l'hyperplan formé des autres variables sur lesquelles le modèle est estimé. On suppose alors que ces variables ont le même effet pour chacun des groupes. Or, la décomposition de l'échantillon selon l'origine ethnique et les régressions pour chaque groupe révèlent une élasticité beaucoup plus grande chez les Canadiens français que pour les autres groupes. Les variables démographiques ont également un effet différent alors que l'âge du chef affecte davantage la probabilité d'achat des Canadiens français et inversement pour le nombre de personnes. Dans la mesure où de telles variables sont indicatives des préférences on pourrait y retrouver en partie une explication au différentiel observé dans la probabilité d'achat, c'est pourquoi on a voulu standardiser davantage du côté de ces variables démographiques et vérifier l'influence de l'origine ethnique sur la probabilité d'achat selon les types de ménages et l'âge du chef. Les résultats obtenus¹² révèlent que ce sont les couples avec ou sans enfant et dont l'âge du chef varie de 30 à 44 ans pour qui l'élasticité revenu est la plus forte et le différentiel dans la probabilité d'achat du ménage canadien-français le plus prononcé, soit près de 12%. Or, c'est précisément pour ce type de ménage que le choix du type d'occupation se pose avec le plus d'acuité. Enfin, le diffé-

12. Les résultats de ces régressions sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.

rentiel dans la probabilité d'achat tend à diminuer avec l'âge du chef alors que pour les couples dont le chef a 65 ans et plus il n'est plus que de 2% environ.

Bien qu'il soit difficile sur la base de ces seules données statistiques de qualifier de façon précise les causes du déséquilibre dans le mode d'occupation pour les Canadiens français, les résultats de la présente étude permettent de dégager un certain nombre de conclusions. D'une part, les différences socio-économiques et démographiques des ménages canadiens-français ne sont pas suffisantes pour expliquer leur faible proportion de propriétaires. De fait, à caractéristique égale, la probabilité qu'un ménage canadien-français soit propriétaire est d'environ 8% inférieure aux autres groupes. D'autre part, les différences probables au niveau des préférences ne semblent pas suffisantes pour expliquer un tel déséquilibre. Les ménages pour qui le différentiel est le plus considérable sont précisément ceux qui sont susceptibles d'être le plus souvent confrontés avec la décision d'achat, soit les couples de 30 à 45 ans. Ceci ne peut être expliqué dans le cadre d'une perception différente de la valeur d'actif que constitue la propriété, une connaissance moins grande des étapes et conditions d'accession à la propriété et fort probablement un comportement différent devant le risque.

Alain LAPOINTE,
Université du Québec à Montréal.

ANNEXE

VARIABLES UTILISÉES DANS LES RÉGRESSIONS

Variable dépendante

Variable binaire prenant la valeur 1 si le ménage est propriétaire et 0 si locataire.

*Variables indépendantes*a) *Caractéristiques démographiques* (D_i)

- un ensemble de variables binaires qui prennent la valeur 1 si :
 - couple sans enfant, 45 ans et plus (couple s.e., 45 +)
 - couple sans enfant, 45 ans et moins (couple s.e., 45 –)
 - couple avec enfant(s), de 0-5 ans (couple a.e., 0-5)
 - couple avec enfant(s), de 6 ans et plus (couple a.e., 6 +)
 - autres familles (autres familles)
 - le chef est retraité (retraité)
- âge du chef (âge)
- nombre de personnes dans le ménage (# de personnes)

b) *Caractéristiques socio-économiques* (SE_i)

- revenu courant (en milliers de dollars) (rev. courant)
- mesures du revenu permanent
 - revenus futurs anticipés et escomptés (rev. perm-1)
 - moyenne simple des revenus passé, présent et futur (rev. perm-2)
 - revenu futur comme variable instrumentale (rev. futur)
- nombre d'années d'éducation
 - 1 : de 0-7 ans de scolarité
 - 2 : de 8-9 ans de scolarité
 - 3 : de 10-11 ans, etc. (éducation)
- femme travaille (femme-travail)

c) *Origine ethnique* (E_i)

- variable binaire prenant la valeur 1 si le chef du ménage est canadien-français, 0 dans les autres cas (fr.)

d) *Stock* (S_i)

- pourcentage de Canadiens français propriétaires dans le groupe âge-revenu auquel le ménage appartient (% fr. propriétaires)
- variable binaire prenant la valeur 1 si l'unité est une maison unifamiliale, 0 dans les autres cas (unifamilial)