

## Article

---

« Le problème du logement et la ségrégation résidentielle »

Alain Lapointe

*L'Actualité économique*, vol. 49, n° 3, 1973, p. 403-424.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/803009ar>

DOI: 10.7202/803009ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

---

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 à l'URI <http://www.erudit.org/apropos/utilisation.html>

---

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. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : [erudit@umontreal.ca](mailto:erudit@umontreal.ca)

## LE PROBLÈME DU LOGEMENT ET LA SÉGRÉGATION RÉSIDENTIELLE

Le développement actuel de la plupart des grandes villes tend à générer une structure de localisation où on est en mesure d'observer une très forte ségrégation entre les groupes de ménages qu'ils soient définis par rapport au revenu, à l'origine ethnique, à la race ou à d'autres critères. La région de Montréal ne fait pas exception à la règle alors que la plupart des indices de ségrégation obtenus jusqu'ici pour cette région indiquent un degré appréciable de ségrégation résidentielle particulièrement important entre les divers groupes ethniques<sup>1</sup>.

La question qu'on se pose alors est de savoir si une telle structure de localisation n'est pas le résultat pur et simple de l'exercice des préférences et des revenus des ménages sur le stock actuel de logements et de vérifier si on n'est pas en présence d'un certain degré d'imperfection sur le marché du logement limitant le plein exercice d'un tel mécanisme. Cette imperfection du marché peut se retrouver dans l'existence de marchés segmentés du logement alors que la structure des prix est déterminée d'une façon indépendante dans chacun des marchés. Elle peut être associée à une distribution inégale de l'information sur les caractéristiques du stock de logements entre les différents groupes. La réponse à ces questions est naturellement essentielle dans l'élaboration de politiques et recommandations visant une meilleure utilisation du stock annuel de logements et un meilleur ajustement des ménages aux modifications du stock.

Le modèle de localisation résidentielle qu'on se propose de développer ici a pour objectif d'identifier ces différents types d'influence et de déterminer leur importance relative. Ce modèle exploite le caractère multidimensionnel des biens qui sont composés d'un ensemble de caractéristiques ou attributs sur lesquels le consommateur exerce ses préférences. L'objet des préférences n'est plus le bien comme tel mais plutôt les caractéristiques qui le composent. Une telle approche permet de décomposer le choix optimal de l'individu, d'abord, dans la recherche de cette

---

\* Rapport présenté lors du 13<sup>e</sup> Congrès annuel de la S.C.S.E. tenu à Montréal en mai 1973.

1. Lieberman, S., *Ethnic Relations in Montreal*, étude spéciale de la Commission royale d'enquête sur le bilinguisme et le biculturalisme, 1967.

combinaison de biens qui lui permet d'atteindre la frontière d'efficacité et, ensuite, de choisir le point préférentiel sur cette frontière. Il se peut alors que certains groupes soient inefficaces dans leur choix de résidence et se situent à l'intérieur de la frontière d'efficacité.

Ce modèle a été utilisé pour expliquer la structure de localisation des groupes ethniques dans la région de l'Île-de-Montréal. La consommation de chaque groupe en ce qui concerne son choix de localisation et de résidence est obtenue par l'estimation d'une fonction de distribution dont la variable dépendante représente un groupe de ménages donné et les variables indépendantes, les caractéristiques du stock de logements. La structure de consommation ainsi obtenue représente alors le résultat d'une série d'arbitrages entre les différentes caractéristiques du stock de logements. Dans la mesure où les groupes de ménages sont définis d'une façon homogène par rapport au revenu, à l'origine ethnique et aux caractéristiques démographiques et qu'ils se trouvent sur la frontière d'efficacité, ceci devrait révéler la structure de leurs préférences. L'influence possible d'un certain degré d'inefficacité dans la consommation peut alors être vérifiée par l'estimation des prix implicites associés aux différentes caractéristiques du logement. Une telle estimation donne une approximation linéaire de la frontière d'efficacité et les résidus peuvent être interprétés comme une mesure du degré d'inefficacité. Par exemple, les groupes dont la migration vers les villes en provenance des zones rurales est récente, connaissent généralement moins bien le marché du logement, et sont relativement moins en mesure d'identifier les différentes caractéristiques du stock de logements. Leur localisation peut ainsi être une conséquence de leur inefficacité dans la consommation. Nous allons nous limiter dans cette étude au premier aspect du problème, soit l'identification et l'estimation de la fonction de distribution.

#### *Description du modèle*

Comme nous l'avons mentionné précédemment, la principale caractéristique du modèle tient au fait qu'on reconnaisse le caractère multidimensionnel des biens de consommation et tout particulièrement du logement qui est composé d'un ensemble d'attributs sur lesquels s'exercent les préférences des individus<sup>2</sup>. A cet égard, il diffère des modèles classiques de localisation qui sont généralement basés sur un attribut spécifique du logement et ainsi négligent toute substitution possible entre les biens pouvant être liée à la technologie de consommation ou à la structure des préférences au niveau des attributs.

On suppose que le ménage tend à maximiser la satisfaction qu'il dérive des attributs associés à la consommation des différentes combi-

2. Lancaster, K., « A New Approach to Consumer Theory », *Journal of Political Economy*, vol. 74, 1966, pp. 132-154.

naisons possibles de biens et services, soit les différents types de logements qu'on peut exprimer par la quantité de services d'habitation consommée  $q$  et l'ensemble des  $n$  autres biens  $z$ . L'habitation est donc considérée comme un flux de services associé au niveau et à la combinaison des différents attributs du logement de telle sorte qu'on peut le traiter comme une variable continue. Ceci nous permet de détourner le problème de programmation non connexe dans le cas du choix d'habitation alors que la plupart des ménages généralement n'achètent ou louent qu'un logement et doivent ainsi trouver l'ensemble optimal des caractéristiques dans un seul bien. Cet ensemble des caractéristiques des biens est contenu dans un vecteur à  $m$  dimensions  $x$ . L'accessibilité à l'emploi  $t$  peut être considérée dans le modèle à la fois comme un bien et comme une caractéristique. En effet, cette variable entre dans la fonction d'utilité qui est définie dans l'espace des caractéristiques et également dans la contrainte budgétaire qui, elle, est exprimée dans l'espace des biens. Dans ce dernier cas, l'accessibilité est introduite par l'intermédiaire de son influence sur le prix du logement et les coûts de transports.

Pour simplifier le problème, on suppose qu'il y a une correspondance biunivoque entre les activités et les biens<sup>3</sup>, de telle sorte qu'il y a une relation directe entre les biens et leurs caractéristiques. Une telle relation présente, d'ailleurs, une certaine similitude avec les fonctions de production à l'exception que les biens jouent le rôle de facteurs dans la production d'un ensemble d'attributs ou caractéristiques. On suppose, enfin, que tout l'emploi est concentré dans le centre-ville. Le problème auquel doit faire face le consommateur se présente alors comme suit :

Maximiser  $U(x', t)$

sujet à :

$$(1) \quad P'_z z + P(t) q + K(t, y) = y$$

$$\text{et :} \quad x = A [z', q]', \quad q > 0, \quad z \geq 0$$

alors que  $y$ ,  $P_z$  et  $P(t)$  représentent respectivement le niveau du revenu, le vecteur de prix des autres biens et, finalement, le prix du logement. On suppose que les ménages font un nombre fixe de voyages au centre-ville par unité de temps de telle sorte que le coût du transport peut être exprimé comme fonction de l'accessibilité ou distance et du revenu.  $A$  est une matrice  $m \times (n + 1)$  semi-positive puisqu'il est normal de supposer que certains biens ne possèdent pas certaines caractéristiques. Cette matrice représente en quelque sorte la technologie de la consommation que l'on suppose linéaire mais qui pourrait s'exprimer d'une façon plus générale comme suit :

$$x_j = h^j(z', q) \quad j = 1, 2, \dots, m$$

alors que les dérivées partielles  $h_z^j$  et  $h_q^j$  sont non négatives.

3. Lancaster, K., *op. cit.*, 1966, page 136.

Le premier aspect distinctif du problème tel que formulé est que le prix du logement n'est pas donné mais que le ménage peut choisir le prix qu'il paie en changeant sa localisation. Ce prix est défini comme le niveau de dépense requis pour obtenir un ensemble composé d'attributs. De plus, puisque dans une économie relativement complexe on peut s'attendre à ce que le nombre de biens soit plus grand que le nombre d'attributs, la technologie de consommation a un nombre d'équations inférieur au nombre de variables. Ainsi, pour chaque point dans l'espace des caractéristiques le ménage a un choix entre différents vecteurs de biens et doit choisir la combinaison de biens qui lui permette d'atteindre la frontière d'efficacité.

Si on essaie de résoudre le problème non linéaire précédent, on obtient les conditions du premier ordre suivantes :

$$(2) \quad \nabla U' \nabla_i x - \lambda P_{z_i} \leq 0$$

avec la condition que :

$$\text{soit } \nabla U' \nabla_i x - \lambda P_{z_i} < 0 \quad \text{ou } z_i = 0 \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$$(3) \quad \nabla U' \nabla_q x - \lambda P(t) = 0$$

$$(4) \quad y - P_z z - P(t) q - K(t, y) = 0$$

$$(5) \quad U_t - \lambda (P_t q + K_t) = 0$$

alors que  $\nabla U'$  est la transposée du vecteur  $\partial U / \partial x$ ,  $\nabla_i x$  le vecteur  $\partial x / \partial z_i$  et finalement  $\nabla_q x$  le vecteur  $\partial x / \partial q$ .  $P_t$  et  $U_t$  expriment respectivement la dérivée de  $P(t)$  et  $U(x', t)$  par rapport à l'accessibilité à l'emploi  $t$ .

Le consommateur va choisir le niveau et la combinaison de services d'habitation, d'autres biens et d'accessibilité qui lui permettent d'atteindre la frontière d'efficacité et de maximiser son utilité. Pour les combinaisons de biens qui se trouvent sur la frontière d'efficacité, on peut dériver à partir des équations 2 et 3, les conditions habituelles d'équilibre du consommateur.

$$(6) \quad \nabla U' \nabla_q x / \nabla U' \nabla_i x = P(t) / P_{z_i} \quad i = 1, 2, \dots, n$$

alors que le ménage va consommer chaque bien jusqu'au point où le taux marginal de substitution est égal au rapport des prix. Il est à noter cependant que ce taux de substitution est exprimé par rapport aux caractéristiques des biens. On constate ainsi que les biens n'ont d'autres identités que leurs attributs et que les biens composés des mêmes attributs devraient être des substituts parfaits et s'échanger au même prix. Dans le cas de logements dont les attributs ou caractéristiques sont les mêmes, le prix va varier avec la localisation. On doit reconnaître cependant que ceci peut soulever un problème de nombre indice si le rapport des prix implicites entre les différents attributs change avec la localisation. Nous

ignorons ce problème ici, bien qu'il puisse être incorporé facilement dans le modèle en introduisant d'une façon explicite le prix des attributs comme fonction de la localisation <sup>4</sup>.

D'une façon similaire, à partir des équations 2 et 4, on peut obtenir l'équilibre de localisation du ménage :

$$(7) \quad U_t / \nabla U' \nabla_i x = [q (dP(t)/dt) + K_t] / P_{z_i}$$

Ceci exige que le rapport du prix d'un plus grand déplacement au lieu de travail sur le prix du bien  $i$  soit égal au taux marginal de substitution entre ce déplacement additionnel et le bien  $i$ . Le prix d'un tel déplacement est composé du coût du transport et d'une épargne en termes de dépenses d'habitation. En effet, si on suppose que l'utilité associée à une plus grande accessibilité est positive  $U_t > 0$ ,  $\nabla U' \nabla_i x$ ,  $q$ ,  $P_{z_i}$  étant positifs et  $K_t$  négatif,  $dP(t)/dt$  doit être négatif. Ceci correspond à la conclusion habituelle des modèles classiques de localisation alors que l'épargne réalisée en termes de coûts de transports dans une localisation plus accessible à l'emploi se trouve capitalisée dans des prix plus élevés pour un type donné de logement.

Tel que mentionné précédemment, dans une situation où le nombre de biens est supérieur au nombre de caractéristiques, pour chaque point dans l'espace des caractéristiques le ménage doit exercer un choix entre différents vecteurs de biens. Il va choisir cette combinaison de biens qui lui fournit l'ensemble des caractéristiques optimales  $x^*$  de la façon la plus efficace possible. Le critère d'efficacité étant alors la minimisation des coûts. Le développement de cet aspect du problème permet d'identifier l'aspect dual d'un choix de résidence et de localisation optimal. Le problème auquel fait face le ménage est le suivant :

$$\text{Minimiser } P' z + P(t) q + K(t, y)$$

sujet à :

$$(8) \quad x_j^* = h^j(z', q) \quad j = 1, 2, \dots, m \\ z \geq 0, \quad q > 0$$

Si on introduit un vecteur de  $m$  multiplicateurs de Lagrange et qu'on définit la fonction suivante <sup>5</sup> :

4. Ceci a été fait dans un autre contexte par : Straszheim, M.R., *The Demand for Residential Housing Services*, Harvard Institute of Economic Research, Discussion Paper no 192, juin 1971.

5. A noter qu'il faut supposer que les fonctions  $h^j$  sont différenciables d'une façon continue et que les contraintes de qualification sont respectées : le rang de la matrice

$$G = \begin{vmatrix} \frac{\partial h^j}{\partial x_i} & \frac{\partial h^j}{\partial q} \end{vmatrix}$$

doit être égal à  $m$ ,

$$(9) \quad L = P'_z z + P(t) q + K(t, y) + \sum_{j=1}^m \mu_j [x_j^* - h^j(z', q)]$$

sujet aux contraintes  $z \geq 0$ ,  $q > 0$  et  $\mu \geq 0$

En différenciant l'équation 9, on obtient les conditions d'optimisation du premier ordre à savoir que :

$$(10) \quad \partial L / \partial z_i = P_{z_i} - \sum_j \mu_j \partial h^j / \partial z_i \geq 0 \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$$(11) \quad \partial L / \partial q = P(t) - \sum_j \mu_j \partial h^j / \partial q = 0$$

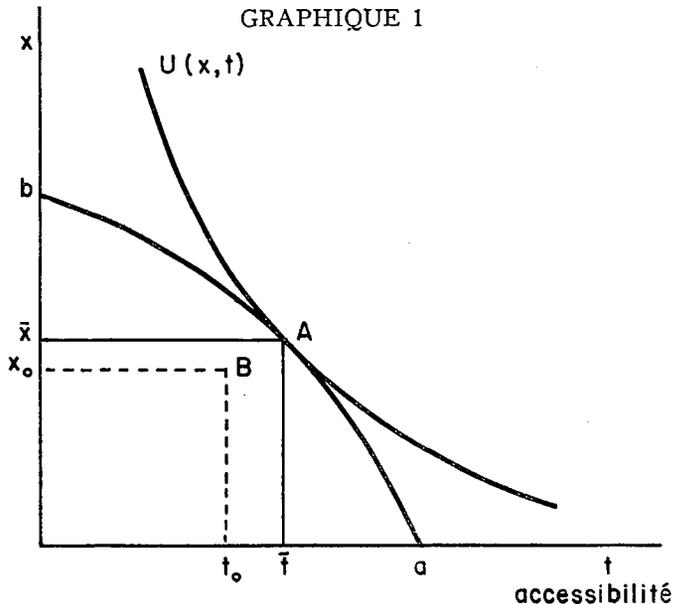
$$(12) \quad \partial L / \partial \mu_j = x_j^* - h^j(z', q) \leq 0 \quad j = 1, 2, \dots, m$$

$$(13) \quad \partial L / \partial t = dP/dt \cdot q + K_t = 0$$

alors que 
$$\sum_{i=1}^n \partial L / \partial z_i \cdot z_i = 0$$

et 
$$\sum_{j=1}^m \partial L / \partial \mu_j \cdot \mu_j = 0$$

Le vecteur des multiplicateurs de Lagrange  $\mu$  peut être interprété comme le vecteur de prix implicites des caractéristiques des biens. Les conditions d'équilibre indiquent donc que la somme de l'évaluation associée à chaque attribut d'un bien  $i$  doit être au plus égal au prix du bien. Un bien pour lequel cette contrainte n'est pas respectée avec une égalité



stricte n'entre pas dans la structure de consommation du ménage. Un raisonnement similaire s'applique dans le cas du logement alors que l'évaluation associée à un certain flux de services d'habitation doit être égale au prix du logement à un lieu donné de résidence  $t$ . Si cette contrainte n'est pas satisfaite pour un type de logement à une certaine location  $t$ , le ménage ne peut résider à cet endroit dans la mesure où on lui prête un comportement optimal, puisque le prix du logement à cette location est supérieur à l'évaluation globale de ses caractéristiques.

On peut facilement imaginer des situations où une telle contrainte n'est pas respectée en raison du degré d'imperfection qui existe sur le marché de l'habitation. Par exemple, l'existence de marchés segmentés du logement dans une région métropolitaine signifie qu'il existe différentes structures de prix pour une même structure de logements. Ces différentiels de prix peuvent être une conséquence de la composition même du voisinage ou encore de l'importance de certains groupes de ménages dans certaines zones de la région métropolitaine. Dans de telles circonstances, ces groupes de ménages peuvent être contraints de payer des prix plus élevés pour des logements par ailleurs identiques au niveau des caractéristiques et de l'accessibilité à l'emploi. Le prix du logement comme tel devient alors un moyen propre d'exclusion de ces groupes de certaines zones de résidence. Un effet similaire peut être obtenu dans le cas où la structuration du marché de l'habitation est telle que l'information sur les différents attributs ou caractéristiques du logement n'est pas distribuée de façon égale entre les différents groupes, soit parce que certains groupes sont ignorants de l'existence de caractéristiques particulières du stock de logements dans certaines parties de la zone métropolitaine, soit encore parce que l'existence de différents réseaux d'information fait que la connaissance de ces caractéristiques ne peut être obtenue qu'à un coût. Ce dernier cas semble particulièrement plausible lorsque les groupes concernés parlent une langue différente. Ainsi, on peut s'attendre à ce que les connaissances sur les attributs du stock de logements soient particulièrement déficientes parmi les groupes de ménages dont la migration en provenance des régions rurales est récente.

Il apparaît donc évident que le choix optimal de résidence et de localisation d'un ménage peut être décomposé en deux parties : d'abord, la poursuite de l'efficacité dans la consommation alors que le ménage choisit cette combinaison de biens pour laquelle il atteint la frontière d'efficacité et, ensuite, la recherche sur cette frontière d'un point qui lui permette la maximisation de sa satisfaction. Cette possibilité d'inefficacité de la part du ménage pour une quelconque des raisons mentionnées restreint l'utilisation de la structure de consommation comme indicateur des préférences. Ceci est illustré au graphique 1 dans le cas de deux caractéristiques, soit l'accessibilité  $t$  et un attribut composite  $x$ .

La contrainte budgétaire exprimée à l'origine dans l'espace des biens peut être transposée dans l'espace des caractéristiques à l'aide de la technologie de consommation. Dans le cas d'une technologie linéaire, une telle transformation nous donne un ensemble convexe en autant que la contrainte budgétaire est elle-même convexe. Cette condition se trouve satisfaite lorsque les fonctions  $P(t)$  et  $K(t, y)$  sont convexes. Dans le cas présent, on suppose que  $K(t, y)$  est linéaire et  $P(t)$ , strictement convexe. Cette dernière condition permet d'obtenir un équilibre de localisation stable. La frontière d'efficacité est représentée sur le graphique par la courbe reliant le point  $a$  au point  $b$  et peut être dérivée à partir de la contrainte budgétaire et des conditions d'équilibre contenues dans les équations 10, 11 et 12. Elle donne l'ensemble des points  $(x, t)$  qui correspondent à un niveau de dépenses  $y^*$  pour le logement et les autres biens.  $U(x, t)$  est une fonction d'utilité concave et répond aux exigences de la théorie traditionnelle de l'utilité à l'exception qu'elle s'applique aux caractéristiques plutôt qu'aux biens eux-mêmes. A partir de ce type de relations, le choix d'un logement et des autres biens dépend de la structure des préférences définie sur les différents attributs de ces biens. Ceci est exprimé au point de tangence  $A$  alors que le ménage choisit le type de logement et les autres biens pour lesquels le taux marginal de substitution est égal au rapport des prix. De plus, toute imperfection sur le marché du logement qui a pour conséquence que le ménage doit payer un prix plus élevé pour un logement dont les caractéristiques sont identiques peut conduire à une substitution du point  $A$  au point  $B$  résultant d'un choix efficient par rapport au prix mais indépendant de la structure des préférences. Ceci contraint le ménage à une structure de consommation telle  $(x_0, t_0)$ . Ainsi, dans un tel contexte, il est essentiel de tenir compte de ce type d'influences si on veut se servir de la structure de consommation comme indication des préférences. Comme on l'a déjà souligné, il est possible d'obtenir une approximation linéaire de la frontière d'efficacité à partir de la régression des dépenses d'habitation sur les différents attributs du stock de logements. Les résidus peuvent alors être utilisés comme une mesure d'inefficience qu'on peut par la suite tenter de relier aux diverses causes mentionnées.

Jusqu'à maintenant, on s'est efforcé de mettre en relief le double aspect du choix de consommation optimal auquel doit faire face le ménage. Un tel choix, en effet, dépend à la fois de la structure des préférences et des contraintes budgétaires à l'intérieur desquelles interviennent la situation de revenu et la structure des prix. Afin de relier un tel développement théorique au problème de ségrégation résidentielle, on doit analyser comment les différences observées au niveau du revenu et des caractéristiques entre groupes de ménages conduisent à des choix de résidence et de localisation différents. Nous allons d'abord supposer que le ménage est efficace, c'est-à-dire qu'il se situe sur la frontière et exa-

miner l'effet des différences de revenu et de préférences sur le choix résidentiel.

Si le revenu d'un ménage s'accroît alors que les prix sont constants il y aura une expansion homogène de la frontière d'efficacité dans l'espace des caractéristiques sans changement dans la forme de cette frontière. Le ménage est alors en mesure d'atteindre des ensembles de caractéristiques et un niveau d'indifférence qui ne lui étaient pas accessibles auparavant. Le nouveau point qui sera choisi sur la frontière dépendra de la façon dont la forme des courbes d'indifférence change lorsqu'on s'éloigne de l'origine, c'est-à-dire comment varie le taux de substitution entre les différents attributs des biens et l'accessibilité à mesure que le revenu augmente. Ceci peut être facilement illustré dans le cas du choix d'un logement en prenant la différentielle totale de la fonction d'utilité et de la contrainte budgétaire soit :

$$(14) \quad dU = 0 = \nabla U' \nabla_q x \, dq + \sum_{i=1}^n \nabla U' \nabla_{z_i} x \, dz_i + U_t \, dt$$

$$dy = 0 = \sum_{i=1}^n P_{z_i} \, dz_i + P(t) \, dq + q P_t \, dt + K_t \, dt$$

Si on suppose que  $dz_i = 0$  pour tout  $i$ , on peut dériver les expressions suivantes :

$$-dq/dt = U_t / \nabla U' \nabla_q x$$

$$-dq/dt = (q P_t + K_t) / P(t)$$

En combinant et réarrangeant ces deux termes, on obtient finalement :

$$(15) \quad [U_t P(t) / q \nabla U' \nabla_q x] - K_t / q = P_t$$

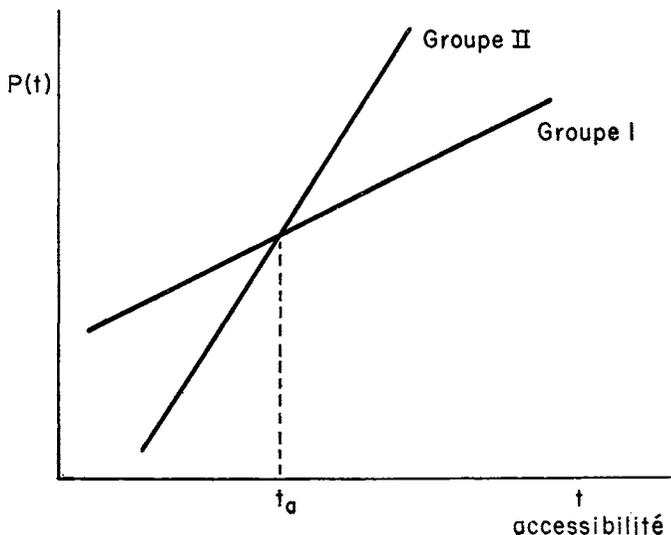
On a donc une relation entre le prix d'un type de logement et son accessibilité à l'emploi dont la pente est positive  $P_t > 0$ . On peut donc constater que la modification du choix de résidence consécutive à un changement de revenu va dépendre du comportement du taux marginal de substitution par rapport au revenu et de l'importance de l'élasticité-revenu des services d'habitation relativement à l'élasticité-revenu du coût de transport marginal. On peut s'attendre à ce qu'un revenu plus élevé conduise à un accroissement des dépenses d'habitation et conséquemment à une modification de l'ensemble des caractéristiques recherchées. Si cet ajustement, suite à l'accroissement du revenu, est tel que l'accessibilité ne devient pas un attribut rare par rapport aux autres, le taux marginal de substitution va diminuer étant donné nos hypothèses d'utilité marginale décroissante, alors l'effet sera de conduire à une diminution de la pente de la courbe et à une localisation du ménage dans des zones plus éloignées du centre-ville. De plus, si l'élasticité-revenu des services

d'habitation est supérieure à celle du coût marginal de transport l'effet sera similaire. On peut donc illustrer ceci dans le cas de deux groupes de ménages dont les préférences sont les mêmes mais dont le groupe I a un revenu moyen plus élevé que le groupe II. Leurs courbes d'offre respectives sont illustrées au graphique 2.

Donc, le premier groupe de ménages est prêt à offrir plus que l'autre pour des logements moins accessibles ( $t < t_a$ ) alors que c'est l'inverse pour les logements plus accessibles ( $t > t_a$ ). La ville se développe donc en zones concentriques différenciées par rapport au revenu alors que les groupes dont les revenus sont plus élevés demeurent dans la périphérie. Il est à souligner qu'une telle conclusion dépend de la structure des préférences de chaque groupe et de la façon dont évoluent leurs préférences lorsque le revenu change. L'introduction de la distribution des préférences parmi les groupes de ménages permet d'obtenir, comme on le verra, une structure de localisation plus souple que lorsque les seules différences sont au niveau des revenus.

En effet, le stade de développement des familles ainsi que certaines autres caractéristiques des ménages sont susceptibles d'affecter considérablement la satisfaction qui peut être dérivée de la consommation de certains attributs par rapport à l'accessibilité. Ce type de considération peut conduire à des taux de substitution différents et, de ce fait, à une structure de localisation différente pour des groupes de ménages dont les caractéristiques démographiques ou autres présentent des différences majeures. Par exemple, un ménage composé de plusieurs enfants devrait

GRAPHIQUE 2



exiger une compensation moins grande pour avoir à effectuer des déplacements plus longs puisque sa situation démographique tend à maintenir une rareté relative de l'espace par rapport aux autres attributs du logement. Le cycle de développement des ménages s'accompagne généralement d'un accroissement du revenu de telle sorte qu'on peut prédire dans un tel cas un accroissement des dépenses à la fois aux fins d'habitation et de déplacement. Toutefois, dans le cas des ménages dont le revenu est stable et dont la famille croît, un certain arbitrage doit s'exercer entre l'espace et les autres attributs du logement, tels la qualité, par exemple.

La façon la plus simple d'analyser l'effet des préférences est de supposer une certaine distribution de ces préférences parmi les groupes de ménages et voir de quelle façon elle peut être reliée à la distribution même du stock de logement. A cette fin, on suppose que la structure des préférences satisfait aux conditions habituelles de monotonie et de concavité et qu'elle peut s'exprimer sous forme fonctionnelle. De plus, les différences dans les préférences des ménages sont représentées par des changements dans les coefficients plutôt que dans la fonction elle-même. La fonction de préférence du type Cobb-Douglas, par exemple, possède ces propriétés :

$$(16) \quad \prod_{j=1}^m x_j \beta_j = U_0 \quad \text{avec} \quad \sum_{j=1}^m \beta_j = 1$$

puisque les préférences individuelles sont représentées par le choix des paramètres  $\beta$ . Il est possible de définir une distribution du revenu des ménages en termes de ces paramètres de telle sorte que  $g(\beta)$  donne le revenu moyen des ménages dont les paramètres de préférence sont  $\beta$ . De plus, si  $F(\beta)$  est la fonction de distribution cumulative des préférences de telle sorte que  $f(\beta) d\beta$  nous donne le nombre de ménages dont les paramètres de préférence se situent entre  $\beta$  et  $\beta + d\beta$ , l'ensemble des caractéristiques choisies par de tels ménages nous est donné par l'expression suivante :

$$(17) \quad dx = g(\beta) \cdot f(\beta) d\beta$$

Ainsi, on peut constater que le choix des attributs du logement est fonction à la fois de la distribution des préférences et des revenus. Ces deux distributions sont supposées indépendantes, de telle sorte que deux ménages dont les paramètres de préférence sont les mêmes mais dont le revenu diffère devraient consommer les attributs du logement dans les mêmes proportions mais en quantité différente. Il est possible cependant de rendre une distribution dépendante de l'autre et traiter ainsi la modification des préférences en fonction du revenu. C'est ainsi, par exemple, que certains attributs du logement tels la qualité, sont consommés dans des proportions plus fortes lorsque le revenu augmente.

Il s'ensuit donc que l'observation de la structure de consommation des attributs du logement par des groupes de ménages relativement homogènes, par rapport au revenu, à l'origine ethnique et aux caractéristiques démographiques devrait révéler l'effet des préférences sur la localisation de ces groupes. En effet, si on suppose que  $X$  est un vecteur aléatoire distribué d'une façon normale, on peut définir de la façon suivante la probabilité pour un élément  $E$  de la population, soit un ménage, d'avoir un vecteur observé d'attributs  $x$ , comme étant :

$$P(E = x) = D(x) dx$$

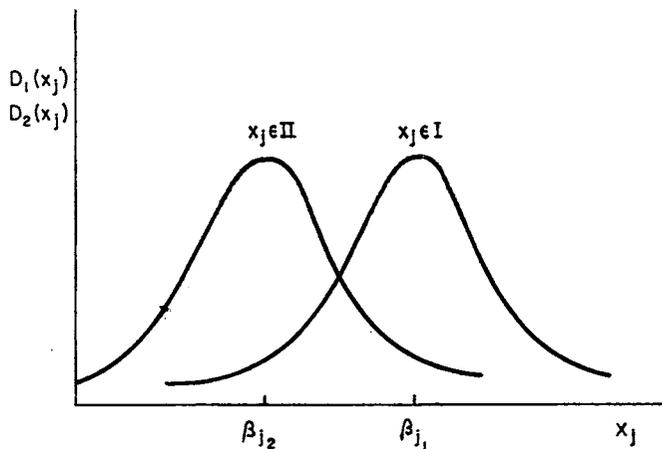
On veut dériver la probabilité qu'un certain nombre de ménages dont le vecteur observé est  $x$  appartienne au groupe I : on désigne une telle probabilité de la façon suivante  $P(E \in I | E = x)$ . De plus, on peut définir les densités de répartition du vecteur  $x$  entre les deux groupes de ménages comme étant :

$$P(E = x | E \in I) = D_1(x) dx$$

$$P(E = x | E \in II) = D_2(x) dx$$

Prenons l'exemple où le  $j^{\text{ème}}$  élément de  $x$  représente l'espace du logement et que les groupes de ménages diffèrent uniquement par le nombre moyen de personnes par ménages alors qu'il est plus élevé pour le groupe I que pour le groupe II, on aura une distribution des deux groupes sur le stock de logements telle qu'illustrée au graphique 3, où la proportion du groupe I dont la consommation d'espace est élevée, est beaucoup plus grande que pour le groupe II. De telles densités de répartition sont compatibles avec le comportement optimal des ménages dont les préférences plus fortes pour l'espace devraient se refléter par

GRAPHIQUE 3



une structure de consommation où cet attribut est relativement plus important, toutes choses étant égales par ailleurs.

Puisque la probabilité a priori qu'un ménage appartienne au groupe I est  $N_1/N$  et  $N_2/N$  pour le groupe II, on a :

$$(18) \quad P(E \in I | E = x) = \frac{P(E = x | E \in I) \cdot P(E \in I)}{P(E = x | E \in I) \cdot P(E \in I) + P(E = x | E \in II) \cdot P(E \in II)}$$

$$= \frac{1}{1 + (N_2/N_1) [D_2(x)/D_1(x)]}$$

A partir de cette probabilité a posteriori, il est possible de faire l'allocation du nombre total des ménages dans la zone  $k$  entre les différents groupes à partir de la formule suivante :

$$(19) \quad N_{1k} = N_k \int_{x \in k} \frac{1}{1 + (N_2/N_1) [D_2(x)/D_1(x)]} dx$$

Ainsi, partant de la distribution des attributs du stock de logements à travers les différentes zones de la région métropolitaine on peut obtenir la proportion d'un groupe de ménages donné demeurant dans chaque zone en autant que les densités de répartition sont connues. Ces densités peuvent être estimées à partir de régressions du type suivant :

$$(20) \quad N_{1k}/N_k = \pi_{1k} = F(x_{1k}, x_{2k}, \dots, x_{mk}) + e_k$$

qui représente une formulation plus générale de l'équation 19, dans laquelle  $e_k$  est l'élément aléatoire qu'on espère négligeable. Ce type d'équation est une version simplifiée des premiers modèles de simulation urbaine<sup>6</sup>. L'allocation des ménages est basée sur le principe théorique développé précédemment selon lequel le groupe qui est en mesure d'offrir le prix le plus élevé pour une localisation et une résidence donnés va y demeurer. Le prix offert est établi à partir des attributs du logement et dépend des caractéristiques propres du ménage telles le revenu et les préférences. La localisation finalement choisie est le résultat d'une série d'arbitrages entre les différents attributs du stock de logements et l'accessibilité. L'observation du résultat de ces arbitrages telle que fournie par l'estimation de l'équation 20 donne une idée de la structure de consommation de chaque groupe et, possiblement, de leurs préférences.

#### *Estimation des fonctions de distribution*

L'estimation des fonctions de distribution telles que celle qui est représentée dans l'équation 20 a été effectuée à partir d'un échantillon

6. Kain, J.F. et Meyer, J.R., *A First Approximation to a Rand Model for Study of Urban Transportation*, The Rand Corporation Memorandum, RM-2878-FF, oct. 1961.

de 232 secteurs de recensement sur l'Île-de-Montréal<sup>7</sup>. Les groupes de ménages sur lesquels l'analyse a porté ont été choisis de façon à atteindre un certain degré d'homogénéité quant à leurs caractéristiques économiques et démographiques et, surtout, afin de répondre à notre objectif premier qui est d'expliquer le comportement résidentiel des groupes ethniques majeurs sur l'Île-de-Montréal. Le regroupement par groupes ethniques permet d'atteindre une certaine homogénéité par rapport aux facteurs plus déterminants du choix résidentiel tels le revenu, la dimension et la composition des ménages, par exemple. Il est certain, cependant, qu'une classification plus raffinée des principales caractéristiques des ménages par groupes ethniques majeurs permettrait de satisfaire d'une façon plus rigoureuse ce critère d'homogénéité. Malheureusement, les données disponibles au niveau des secteurs de recensement ne permettent pas ce type de raffinement. C'est pourquoi nous limitons d'abord notre analyse au comportement résidentiel des groupes d'origine ethnique française.

La discussion théorique de la section précédente nous a montré qu'il était important de pouvoir parler de groupes de ménages relativement homogènes au niveau des revenus si on veut être en mesure d'utiliser la structure de consommation comme indicateur des préférences sur le choix résidentiel. Or, comme la classification des groupes ethniques selon le revenu n'est pas disponible pour les secteurs de recensement, il a fallu combiner cette information croisée disponible au niveau de l'ensemble de l'Île-de-Montréal avec la distribution des groupes ethniques et des classes de revenu au niveau des secteurs de recensement. Par exemple, pour un échantillon  $R$ , on définit :

$\pi_{y_j}^k$  la proportion des ménages faisant partie de la classe de revenu  $y_j$  dans le secteur  $k$  ;

$\pi_{e_i}^k$  la proportion des ménages d'origine ethnique  $e_i$  dans le secteur  $k$  ;

$\overline{\pi}_{y_j|e_i}$  la proportion des ménages faisant partie de la classe de revenu  $y_j$  étant donné leur origine ethnique  $e_i$  dans l'ensemble des secteurs  $R$ .

---

7. Statistique Canada, « Caractéristiques de la population et du logement par secteurs de recensement » Montréal, cat. n° 95-519. A noter que l'Île-de-Montréal comptait 327 secteurs de recensement en 1961. Plusieurs d'entre eux ont été exclus en raison du nombre trop restreint de ménages qu'ils comprenaient. De plus, on a écarté les secteurs où la proportion d'individus d'origine italienne était supérieure à la proportion observée pour l'ensemble de l'Île en raison du fait que leur comportement quant aux choix résidentiel correspond mal aux attentes de notre modèle.

Puisque ces trois types d'information sont disponibles, on peut dériver au niveau des secteurs de recensement les données suivantes :

$$\pi_{y_j|e_i}^k \simeq \frac{\bar{\pi}_{y_j|e_i} \cdot \pi_{y_j}^k}{\sum_j (\bar{\pi}_{y_j|e_i} \cdot \pi_{y_j}^k)}$$

et remplacer l'expression obtenue dans celle qui suit :

$$\pi_{y_j e_i}^k = \pi_{e_i}^k \cdot \pi_{y_j|e_i}^k$$

pour obtenir la proportion des groupes de ménages qui sont d'origine ethnique  $e_i$  et dans la classe de revenu  $y_j$  pour chaque secteur de recensement  $k$ . Ce type d'information, bien qu'elle soit insatisfaisante à plusieurs points de vue, permet de vérifier dans quelle mesure le revenu peut supplanter l'origine ethnique comme facteur de localisation.

Les variables utilisées pour décrire les caractéristiques du stock de logements et du voisinage sont les suivantes :

- $X_{1k}$  : une mesure de l'accessibilité à l'emploi du secteur  $k$  ;
- $X_{2k}$  : le niveau des dépenses d'habitation nécessaires pour demeurer dans le secteur  $k$  ;
- $X_{3k}$  : une mesure de la densité résidentielle nette dans le secteur  $k$  ;
- $X_{4k}$  : une mesure du degré de surpeuplement du secteur  $k$  ;
- $X_{5k}$  : une mesure de la qualité du stock de logements dans le secteur  $k$  ;
- $X_{6k}$  : la dimension moyenne des logements du secteur  $k$ .

La possibilité d'élargir le nombre d'attributs permet d'accroître la richesse de l'information sur la structure de consommation de chaque groupe qui, comme on l'a vu, est le résultat d'une série d'arbitrages entre ces différents attributs. Par exemple, on peut trouver dans une zone centrale des logements dont les pièces sont petites mais de très bonne qualité en raison de l'évaluation très forte de l'espace dans le centre-ville. D'autre part, il est possible de trouver des logements moins chers avec de grandes pièces mais de très faible qualité. L'existence d'une telle diversité dans les combinaisons d'attributs devrait permettre aux ménages de trouver des logements qui correspondent le mieux à leurs préférences. Toutefois, on atteint rapidement une limite à l'expansion du nombre de variables qu'on peut obtenir en raison du problème de multicollinéarité qui devient vite incontrôlable. En effet, les attributs évoluent généralement de façon conjointe alors que les logements chers sont souvent de bonne qualité et situés dans les secteurs à faible densité. C'est une des raisons expliquant le nombre limité de variables utilisées pour décrire le stock de logements.

L'accessibilité à l'emploi est, comme on l'a vu dans les développements théoriques qui ont précédé, un facteur important de localisation. On suppose alors que le ménage se comporte d'une façon telle qu'il tend à minimiser ses coûts de transports, *ceteris paribus*. Toutefois, pour simplifier le problème on a alors supposé que tout l'emploi était concentré au centre-ville. Or, en raison du processus de décentralisation de l'emploi qu'a connu Montréal durant la période 1941-61<sup>8</sup>, ceci apparaît comme une hypothèse nettement inadéquate. C'est pourquoi nous avons utilisé une mesure plus générale d'accessibilité. Celle-ci est définie pour le secteur  $k$  comme la sommation de l'emploi total de chaque zone  $j$  divisée par la distance linéaire entre ce secteur et les différentes zones d'emploi. D'une façon plus formelle :

$$X_{1k} = \sum_j E_j / d_{jk}$$

où :

$X_{1k}$  : une mesure générale d'accessibilité du secteur  $k$  à l'emploi ;

$E_j$  : l'emploi total dans la zone  $j$  ;

$d_{jk}$  : la distance linéaire entre le secteur  $k$  et la zone  $j$ .

Les informations sur l'emploi étaient disponibles pour 60 zones de la région métropolitaine par catégories principales d'emploi : manufacture, commerce et autres<sup>9</sup>. Malheureusement, les données sur l'emploi n'étant pas disponibles pour les groupes ethniques majeurs, l'utilisation d'une telle mesure comme indication de l'accessibilité à l'emploi d'un groupe ethnique particulier doit supposer, au départ, que l'emploi pour ce groupe est distribué de façon identique à l'emploi en général.

Une autre caractéristique importante du stock de logements est le prix moyen ou encore le niveau des dépenses d'habitation nécessaires pour demeurer dans un secteur donné. Le niveau de ces dépenses est généralement influencé par un certain nombre de facteurs dont le revenu, la grandeur de la famille, le statut occupationnel et l'éducation du chef de famille. En particulier, plusieurs études<sup>10</sup> ont fourni une vérification empirique de la relation positive importante existant entre le revenu des ménages et leurs dépenses d'habitation. Les dépenses moyennes d'habitation par unité de logement ont été estimées en prenant la somme du nombre d'unités de logement occupées par un locataire multiplié par le loyer moyen et le nombre d'unités occupées par un propriétaire multi-

8. Les données sur un tel processus sont disponibles dans : *Urban Canada, Problems and Prospects*, 1970, tableau A-3.

9. Ces données ont été fournies par le Service d'Urbanisme de la Ville de Montréal. Les zones sont simplement des regroupements de secteurs de recensement.

10. Muth, R., « The Demand for Non-farm Housing » dans *the Demand for Durable Goods*, A.C. Harberger, éd., University of Chicago Press, Chicago, 1960, Reid, M.G., *Housing and Income*, University of Chicago Press, Chicago, 1962.

plié par 1/10 de la valeur médiane. La valeur totale ainsi obtenue est divisée par la somme totale des unités de logement. D'une façon plus formelle :

$$X_{2k} = \frac{LM_k \cdot NL_k + (0.1 VM_k \cdot NP_k)/12}{NL_k + NP_k}$$

où :

$LM_k$  = loyer moyen dans le secteur  $k$  ;

$VM_k$  = valeur médiane dans le secteur  $k$  ;

$NL_k$  = nombre d'unités de logement habitées par un locataire dans le secteur  $k$  ;

$NP_k$  = nombre d'unités de logement habitées par un propriétaire dans le secteur  $k$ .

L'utilisation de 1/10 de la valeur médiane comme estimation du coût annuel de la propriété est en accord avec les études qui ont utilisé un facteur d'escompte similaire pour obtenir l'équivalent locatif d'une unité de logement occupée par le propriétaire<sup>11</sup>. Les données concernant le logement sont généralement basées, dans le recensement, sur un échantillon de 20 p.c. de telle sorte que dans quelques secteurs, l'échantillon des logements occupés par leur propriétaire est vraiment trop petit et la valeur médiane n'est pas donnée. Ces secteurs sont généralement situés dans le centre-ville et dans ce cas l'indice est composé uniquement du loyer moyen.

Finalement, on a un ensemble de variables plus spécifiques au stock de logements et au voisinage telles la densité, le degré de surpeuplement, la qualité et la dimension des logements. Ces attributs ont été identifiés dans le modèle théorique précédent comme objet direct de la satisfaction des divers groupes de ménages. Le ménage, en effet, choisit le niveau et la composition des attributs qui satisfont le mieux ses préférences.

La mesure de la densité résidentielle nette utilisée dans l'analyse  $X_{3k}$  est le nombre d'unités de logement par acre carré dans chaque secteur de recensement. On s'attend généralement à ce que les ménages à plus forts revenus demeurent dans des secteurs à plus faible densité en raison de leur préférence pour la propriété et les maisons unifamiliales. S'il y a des économies d'échelle dans la construction, le coût d'une maison unifamiliale peut décroître relativement à un appartement de grandeur comparable à mesure que la dimension augmente. De plus, les ménages à forts revenus présentent généralement une plus grande stabilité dans l'emploi et déménagent moins souvent de telle sorte que le coût de la propriété peut être plus faible pour eux. Enfin, il peut y avoir une question de prestige associé au fait d'être propriétaire. Encore plus que la

11. Muth, R., *Cities and Housing*, University of Chicago Press, 1969.

densité résidentielle nette, la densité de la population peut être un déterminant important du choix résidentiel. A cette fin, le nombre de personnes par ménage  $X_{4k}$  a été utilisé comme mesure de la densité de population puisque le nombre de ménages par acre carré est déjà pris en compte par la variable de densité résidentielle. De plus, étant donné que la dimension du logement est introduite d'une façon explicite comme un attribut du stock,  $X_{4k}$  peut offrir une indication du degré de surpeuplement.

La relation entre les caractéristiques des ménages et le type de logement qu'ils habitent s'étend à d'autres attributs du stock de logements. Les ménages à forts revenus ont tendance à se loger dans des logements plus récents. Ceci peut être attribuable à un processus de filtrage puisque la qualité des habitations et du voisinage se détériore dans le temps en

TABLEAU 1  
ESTIMATION DES FONCTIONS DE DISTRIBUTION DES MÉNAGES  
CANADIENS-FRANÇAIS PAR CLASSES DE REVENU  
(revenus exprimés en dollars)

Variables explicatives	Pourcentage de ménages canadiens-français dont le revenu est de :			
	(1) tous revenus	(2) 2000-3999	(3) 4000-6999	(4) 7000+
Constante	27.76	115.11	30.89	18.36
log $X_1$ (accessibilité)	33.64 (7.28)	15.48 (3.91)	35.15 (7.50)	35.41 (7.32)
log $X_2$ (dépenses)	-26.84 (-4.30)	-21.90 (-4.09)	-29.40 (-4.64)	-34.96 (-5.34)
log $X_3$ (densité)	-15.11 (-4.60)	-10.74 (-3.81)	-14.77 (-4.43)	-13.96 (-4.06)
log $X_4$ (qualité)	9.08 (5.47)	8.61 (6.04)	9.07 (5.37)	8.15 (4.68)
log $X_5$ (surpeuplement)	75.37 (5.63)	62.49 (5.45)	80.60 (5.94)	62.06 (4.43)
log $X_6$ (dimension)	-61.49 (-4.09)	-60.32 (-4.69)	-68.15 (-4.47)	-40.01 (-2.54)
$R^2$ :	.697	.678	.730	.708

NOTE : Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs du *t* statistique. Pour un niveau de signification de 5% et 225 degrés de liberté, la valeur critique du *t* est inférieure à 1.950, donc tous les coefficients sont fortement significatifs.

raison de la dépréciation et la désuétude. Après un certain temps, de telles habitations ne correspondent plus aux aspirations des ménages qu'elles logeaient antérieurement lesquels sont remplacés par des ménages à revenu plus faible. On peut s'attendre à ce que la consommation d'habitation soit plus forte dans des zones plus récentes. Toutefois, l'âge du stock de logements véhicule vraisemblablement des attributs plus fondamentaux tels la qualité, par exemple. C'est précisément comme mesure de qualité qu'on utilise dans cette analyse l'âge du stock de logements, c'est-à-dire : la proportion des unités de logement construites avant 1945,  $X_{5k}$ . Enfin, le nombre moyen de pièces par logement  $X_{6k}$  permet d'introduire la consommation physique de logement et fournit une forme de standardisation nécessaire à l'interprétation des autres variables. Elle est aussi une mesure de la dimension des logements.

Le tableau 1 reproduit les résultats d'une première estimation des fonctions de distribution pour le groupe d'origine française et selon les classes de revenu. Ces estimations ont été effectuées par la méthode des moindres carrés ordinaires. Toutefois, la variable dépendante étant bornée entre 0 et 1, on risque de se confronter à des problèmes d'hétéroscédasticité et de non-linéarité portant atteinte sérieuse aux tests d'inférences pouvant être effectués sur les coefficients estimés. Pour cette raison, nous avons également utilisé une variante du modèle logit qui revient à l'estimation d'une régression pondérée. Les résultats de ces estimations n'apportent pas de changements majeurs qui permettraient de mettre en doute les estimations du tableau 1, c'est pourquoi nous ne les reproduisons pas ici.

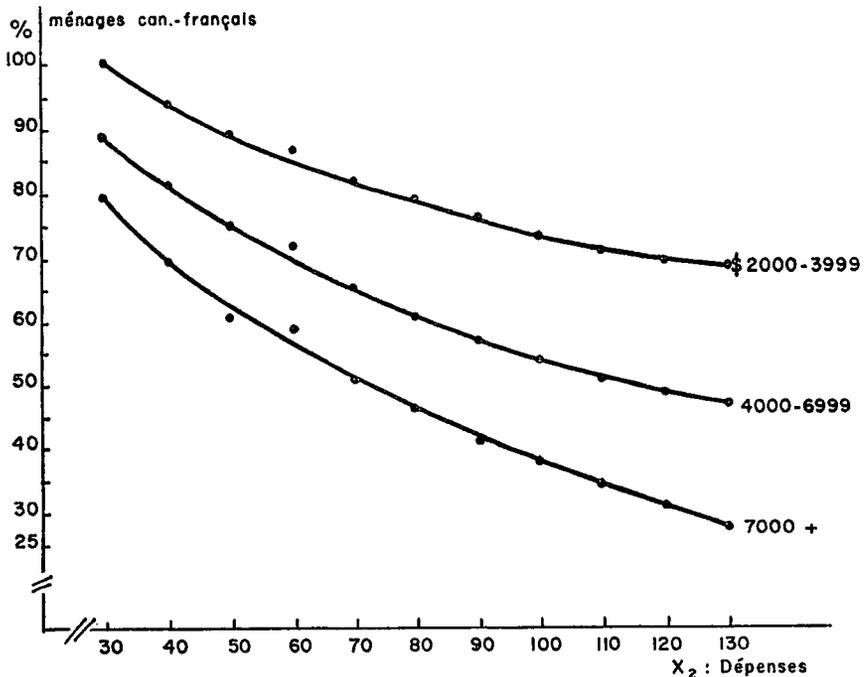
Plusieurs autres équations utilisant différentes combinaisons de variables explicatives ont été estimées mais seulement quatre ont été retenues en raison de leur performance supérieure. Si on observe le signe des coefficients, ces résultats correspondent assez bien à ce qu'on pouvait s'attendre suite à la discussion théorique sauf, peut-être, dans le cas de la variable densité. D'abord les ménages d'origine canadienne-française tendent à se loger près des concentrations d'emploi et ainsi à minimiser les coûts de transport associés aux déplacements vers le lieu de travail. Ceci est corroboré par le signe positif de la variable accessibilité  $X_1$ . De plus, en raison de leur faible revenu et de la grandeur des familles, ils tendent à dépenser moins pour le logement et à surpeupler les logements dans lesquels ils demeurent comme l'indiquent les signes négatifs et positifs de  $X_6$  et  $X_5$  respectivement. Cet aspect du comportement des ménages canadiens-français peut être décomposé en deux parties : le signe négatif du coefficient de la variable  $X_6$  indique que leur consommation physique d'habitation est inférieure aux autres groupes. De plus, même après considération de ce premier aspect, le coefficient de la variable des dépenses moyennes d'habitation demeure négatif, ce qui peut signifier que le prix qu'ils paient pour des logements d'une dimension donnée est inférieur à

celui qui est payé par les autres groupes. Puisqu'on ne tient pas compte d'une façon explicite de l'influence possible des imperfections du marché ou encore de la discrimination possible, ceci peut être relié à d'autres dimensions du stock de logements qui n'ont pas été introduites directement dans les calculs telles le type d'occupation, par exemple. On sait que jusqu'à une certaine dimension, la location d'un logement peut être moins chère que la propriété d'une maison de taille comparable. Les résultats obtenus pourraient donc être une indication de la préférence des ménages canadiens-français pour la location plutôt que la propriété de leur logement.

Le signe négatif obtenu pour le coefficient de la variable densité semble beaucoup plus difficile à justifier. Il dénoterait une préférence de la part des ménages canadiens-français à demeurer dans des secteurs moins denses une fois que l'on tient compte des autres facteurs. Une telle préférence pour l'espace est certainement en accord avec la taille plus grande des familles canadiennes-françaises mais en raison du niveau inférieur de leurs dépenses d'habitation, ils doivent consommer des logements de qualité inférieure et surpeupler de tels logements. On doit

#### GRAPHIQUE 4

ESTIMATION DES DÉPENSES RELATIVES MOYENNES D'HABITATION DES  
MÉNAGES CANADIENS-FRANÇAIS PAR GROUPE DE REVENU



reconnaître, cependant, que tout ceci semble entrer en contradiction avec le développement normal du stock de logements qui tend à être de densité plus forte, de qualité moindre, de faible dimension et relativement moins cher près des concentrations d'emploi de telle sorte que l'observation de la structure de consommation des ménages canadiens-français qui tendent à demeurer plus près de leur lieu de travail, à dépenser moins pour l'habitation et à habiter des logements de qualité inférieure devrait normalement les conduire à demeurer dans des zones à plus forte densité. Toutefois, l'ensemble des estimations qui ont été effectuées, ont montré que le coefficient de cette variable était très sensible à la mesure d'accessibilité à l'emploi utilisée, et même changeait de signe lorsque la simple distance au centre-ville était introduite dans l'équation. Ceci est probablement une conséquence de la très forte corrélation qui existe entre ces variables.

Tout le problème de multicollinéarité associé à ce type d'estimation rend très difficile toute interprétation des coefficients. Il est d'ailleurs possible d'évaluer l'importance d'un tel problème en calculant la contribution additionnelle de chaque variable explicative à la variation de la variable dépendante dans le cas où les variables explicatives sont rendues orthogonales. Alors, la différence entre la somme des contributions de chaque variable et le coefficient de corrélation multiple donne une idée de l'importance de multicollinéarité<sup>12</sup>. Si on effectue de tels calculs pour l'équation 1, on constate que la variable accessibilité explique environ 7 p.c. de la variation de la variable dépendante, la variable surpeuplement, près de 5 p.c. et la variable qualité, 4 p.c. Les variables  $X_3$ ,  $X_2$  et  $X_6$  contribuent pour 2.9, 2.5 et 2.3 p.c. respectivement. On voit que dans le cas où les variables explicatives sont orthogonales, ils expliquent environ 25 p.c. de la variation de la variable dépendante, le reste, soit 44 p.c., étant une conséquence de la multicollinéarité entre ces variables. Ceci restreint considérablement la capacité qu'on peut avoir à dégager l'influence d'une variable spécifique et à en interpréter son coefficient. Toutefois, si on suppose que les ménages canadiens-français sont efficaces dans leur consommation et font face à une même structure de prix que les autres groupes, l'ajustement optimal qu'ils font pour choisir le logement et le lieu de résidence qui satisfassent le mieux leurs préférences explique 69.7 p.c. de leur choix résidentiel.

Si on observe les résultats par classes de revenu, on constate que la structure de consommation déjà observée se reproduit presque intégralement d'une classe à une autre. En ce qui concerne la variable accessibilité, on retrouve cette même tendance du ménage canadien-français à demeurer plus près des zones d'emploi quelle que soit la classe de revenu où il se trouve. Cette tendance est plus forte cependant à mesure qu'on

---

12. On peut trouver la théorie sous-jacente à ces calculs dans : Theil, H., *Principles of Econometrics*, John Wiley and Sons, 1971, pp. 167-182.

se situe dans les classes de revenu plus élevé. Ceci indique que les ménages canadiens-français peuvent ne pas avoir joui au même degré que les autres groupes du processus d'émigration vers les banlieues associé à l'accroissement des revenus. D'une façon similaire, en ce qui concerne la variable des dépenses moyennes d'habitation, dans la mesure où elle est une indication du prix payé pour un logement d'une certaine dimension, en l'absence de toute imperfection du marché, lorsqu'on passe à des classes de revenu plus élevé, la situation relative du ménage canadien-français se détériore alors qu'il habite des logements relativement moins chers. Ceci peut être une indication que sa situation en tant que locataire plutôt que propriétaire se détériore par rapport aux autres groupes lorsque les revenus augmentent. Ceci est reproduit dans le graphique 4 où les dépenses moyennes d'habitation sont données par classes de revenu.

On observe que le ménage canadien-français dépense moins que les autres groupes pour se loger. Cette caractéristique de son comportement est plus accentuée dans les classes à revenu moyen et élevé. On pourrait constater que dans la plupart des cas la situation désavantageuse du ménage canadien-français en regard de ses habitudes de consommation de logement se détériore relativement aux autres groupes lorsqu'on passe à des classes de revenu supérieur.

Alain LAPOINTE,  
*Université du Québec à Montréal.*