

Élasticité de la demande de logement au Canada Nouveaux résultats sur des données désagrégées

Housing demand elasticities in Canada: New results on disaggregated data

Alain Lapointe et Hugues Moisan

Volume 60, numéro 1, mars 1984

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/601273ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/601273ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Lapointe, A. & Moisan, H. (1984). Élasticité de la demande de logement au Canada : nouveaux résultats sur des données désagrégées. *L'Actualité économique*, 60(1), 5–23. <https://doi.org/10.7202/601273ar>

Résumé de l'article

L'estimation des élasticités de la demande de logement a été l'objet d'un nombre important d'articles tant au Canada qu'aux États-Unis. Cet intérêt a été entretenu principalement par l'écart des résultats observé d'une étude à l'autre et par la diversité des problèmes économétriques à laquelle conduit ce genre d'estimation. Le présent article, tout en poussant l'investigation un peu plus loin, a l'avantage d'utiliser un échantillon de données individuelles dans les deux plus grandes zones métropolitaines au Canada : Montréal et Toronto. De plus, la spécification du modèle incorpore une variable prix obtenue à partir de l'estimation d'une fonction de prix hédonique.

L'article fait d'abord la revue des principaux problèmes économétriques que soulève ce genre d'estimation, et présente ensuite la spécification du modèle finalement retenue aux fins de l'estimateur. Nos résultats montrent que le biais dans l'élasticité-revenu consécutif à l'exclusion de la variable prix dans l'équation de demande est relativement faible par rapport à celui qu'entraînerait une mesure inappropriée du revenu ou encore des dépenses de logement.

ÉLASTICITÉ DE LA DEMANDE DE LOGEMENT AU CANADA : NOUVEAUX RÉSULTATS SUR DES DONNÉES DÉSAGRÉGÉES

Alain LAPOINTE*

École des Hautes Études Commerciales de Montréal

et

Hugues MOISAN

*Association provinciale des constructeurs
d'habitation du Québec*

L'estimation des élasticités de la demande de logement a été l'objet d'un nombre important d'articles tant au Canada qu'aux États-Unis. Cet intérêt a été entretenu principalement par l'écart des résultats observé d'une étude à l'autre et par la diversité des problèmes économétriques à laquelle conduit ce genre d'estimation. Le présent article, tout en poussant l'investigation un peu plus loin, a l'avantage d'utiliser un échantillon de données individuelles dans les deux plus grandes zones métropolitaines au Canada : Montréal et Toronto. De plus, la spécification du modèle incorpore une variable prix obtenue à partir de l'estimation d'une fonction de prix hédonique.

L'article fait d'abord la revue des principaux problèmes économétriques que soulève ce genre d'estimation, et présente ensuite la spécification du modèle finalement retenue aux fins de l'estimateur. Nos résultats montrent que le biais dans l'élasticité-revenu consécutif à l'exclusion de la variable prix dans l'équation de demande est relativement faible par rapport à celui qu'entraînerait une mesure inappropriée du revenu ou encore des dépenses de logement.

Il existe déjà un nombre impressionnant d'études sur l'élasticité de la demande de logement tant au Canada qu'aux États-Unis. Ce qui caractérise ces études, toutefois, c'est la diversité des méthodes utilisées et la disparité des mesures d'élasticité obtenues. La réconciliation des résultats effectuée par certains auteurs (De Leeuw aux États-Unis et Dagenais au

* Les auteurs tiennent à remercier l'arbitre anonyme pour ses nombreux commentaires sur la première version de cet article.

Canada)¹ a contribué à réduire considérablement l'incertitude sur la valeur de l'élasticité de la demande de logement. Une analyse plus récente de Polinsky² a permis d'aller encore plus loin dans la taxonomie des problèmes propres à ces études en examinant conjointement les problèmes de spécification et ceux d'agrégation.

Notre analyse s'inscrit dans le cadre de cette dernière contribution et a pour but de mettre en perspective les résultats récents sur l'élasticité de la demande de logement au Canada³. Elle a l'avantage de reposer sur un échantillon de données désagrégées des ménages et de leur logement pour les principales zones métropolitaines du Canada. De cette façon, il nous est possible de spécifier un modèle qui se rapproche sensiblement du « modèle de base » à partir duquel se fait l'analyse des biais de spécification. Ce modèle inclut entre autre une variable prix obtenue en appliquant la méthode des prix hédoniques.

Nous reprenons dans un premier temps les résultats des études de coupes transversales et l'analyse des biais de spécification qui y sont associés. Dans cette partie, nous analysons de façon plus spécifique les biais d'agrégation, les biais de spécification et d'échantillonnage. La seconde partie porte sur la spécification du modèle finalement retenu pour les fins de l'estimation et sur la présentation des résultats pour Montréal et Toronto.

1. LES MESURES D'ÉLASTICITÉ DE LA DEMANDE DE LOGEMENTS: ANALYSE DES DIVERSES SOURCES DE BIAIS.

Un très grand nombre d'études ont été consacrées à l'estimation des élasticités-prix et revenu du logement. Les résultats de certaines de ces études portant sur les données de coupes transversales sont reproduits au tableau 1.

La première impression qui se dégage de l'examen de ces résultats est certainement la forte disparité des mesures obtenues. L'élasticité-revenu varie entre 0,39 (Polinsky et Ellwood) et 2,05 (Reid) et les élasticités-prix entre -0,5 (Carliner) et -1,59 (Muth). Toutefois, un examen plus attentif permet de constater que les élasticités-revenu basées sur les données agrégées sont systématiquement plus élevées laissant entrevoir un biais possible d'agrégation. De plus, certaines études introduisent la variable prix, d'autres ne le font pas. L'exclusion d'une telle variable peut entraîner un biais de spécification. En effet, l'hétérogénéité du bien logement

1. De Leeuw, F. « The Demand for Housing: A Review of Cross-section Evidence », *R.E.S.*, vol. 53, février 1971.

Dagenais, M. « La demande d'habitation est-elle élastique? Un essai de réconciliation d'analyse économique » *L'Actualité Économique*, vol. 46, juillet 1970.

2. Polinsky, A.M. « The Demand for Housing: A Study in Specification and Grouping », *Econometrica*, vol. 45, mars 1977.

3. Steele, M., *La demande de logement au Canada*, Statistique Canada, cat. 99-763F, 1979.

TABLEAU I
RÉSUMÉ DES DIVERSES ESTIMATIONS
DES ÉLASTICITÉS-REVENU ET PRIX
(ÉTUDES DE COUPES-TRANSVERSALES)

Auteurs ^{a)}	Types de données	Élasticité-revenu	Élasticité-prix
Maisel et Winnick (1960)	agrégées	0,624 prop. ^{b)} 0,557 loc.	
Muth (1960)	agrégées	1,68	-1,59
Reid (1962)	agrégées	1,7 et 2,05 prop. 1,0 et 0,8 loc.	
Lee (1968)	micro	0,8 prop. 0,65 loc.	
Winger (1968)	agrégées	1,05	
Maisel, Burnham. Austin (1971)	micro	0,46 prop.	-0,87 prop.
Carliner (1973)	micro	0,48 loc. 0,57 prop.	-0,80 <i>approx.</i>
Lee et Kong (1977)	micro	0,868 prop. 0,695 loc.	-0,570 prop. -0,555
Polinsky et Ellwood (1979)	micro	0,39	-0,67
Steele (Canada-1979)	micro	0,4 prop. 0,17 loc.	— —

a) Les références précises sont données dans la bibliographie.

b) Prop. réfère à l'élasticité sur l'échantillon des propriétaires et loc. à celle sur l'échantillon des locataires.

fait en sorte que le prix ne peut être considéré constant même dans le cas de données micro se rapportant à une région spécifique ou à un sous-ensemble particulier de consommateurs. Enfin, à l'intérieur de chaque groupe d'études, soit celles basées sur les données agrégées ou sur les données micro, la disparité des résultats provient souvent de l'échantillon ou encore des mesures retenues pour les variables du modèle. Nous allons analyser successivement ces diverses sources de biais en commençant par le problème d'agrégation puis nous discuterons de la spécification du modèle et du choix de l'échantillon.

Pour faciliter cette discussion, nous distinguerons quatre types d'échantillons sur lesquels reposent les analyses de coupes transversales.

— type I: échantillon de données individuelles à l'intérieur d'un seul marché.

- type II : échantillon de données individuelles sur plusieurs marchés.
- type III : échantillon de données groupées sur un seul marché (données sur les secteurs de recensement par exemple).
- type IV : échantillon de données groupées sur plusieurs marchés.

Les deux premiers types d'échantillon réfèrent aux données micro des ménages individuels sur un seul marché (une ville ou une zone métropolitaine) ou encore sur plusieurs marchés. Les deux derniers réfèrent aux données agrégées (secteurs de recensement) sur un seul marché ou encore sur plusieurs marchés.

a) *Le biais d'agrégation*

Le premier problème qu'il convient d'étudier est celui du biais possible d'agrégation dans l'estimation de l'élasticité-revenu du logement. Un des avantages généralement reconnu dans l'utilisation des données groupées de type III et IV est que celles-ci conduisent à une mesure du revenu qui se rapproche davantage de celle du revenu permanent. En effet, dans le calcul des valeurs moyennes découlant du processus d'agrégation, les composantes transitoires du revenu ont tendance à se compenser. Toutefois, les bénéfices apparents du point de vue de la mesure du revenu permanent sont souvent annulés par les biais d'agrégation que cette procédure engendre.

Prenons l'équation de demande pour le logement

$$q = \alpha i + \beta y + \gamma p + u \quad (1)$$

où q , y et p représentent les vecteurs des N observations du logarithme de la quantité de service de logement, du revenu permanent et du prix relatif du service de logement respectivement. i est un vecteur unitaire de dimension $(N \times 1)$. Si on additionne p des deux côtés de l'équation, on obtient la relation généralement estimée entre les dépenses de logement d et les variables de prix et revenu, soit :

$$d \equiv p + q = \alpha i + \beta y + c p + u \quad (2)$$

où $c = 1 + \gamma$. L'équation (2) peut être estimée à partir d'un échantillon de type I ou II soit des données micro sur un seul marché ou plusieurs marchés. Dans le cas de données groupées, l'équation (2) peut s'écrire de la façon suivante :

$$\bar{d} = \alpha \bar{i} + \beta \bar{y} + c \bar{p} + \bar{u} \quad (2')$$

où $\bar{d} = Gd$, $\bar{y} = Gy$, $\bar{p} = Gp$, $\bar{u} = Gu$, G étant une matrice d'agrégation appropriée selon qu'il s'agit de données groupées par secteur de recensement à l'intérieur d'une même zone métropolitaine (échantillon de type III), ou encore de moyennes pour chaque zone (échantillon de type IV).

On peut facilement montrer que si dans le processus d'agrégation les hypothèses des moindres carrés ne sont pas violées, comme ce serait le cas par un groupement implicite en fonction de la variable dépendante, la procédure des moindres carrés généralisés conduit à des estimateurs non biaisés. Toutefois, la variance des coefficients estimés sera plus grande que celle qu'on aurait obtenue à partir de l'estimation sur les données désagrégées. Une façon d'atténuer ce problème, est de regrouper en fonction de la valeur d'une variable explicative tel que le revenu par exemple⁴.

Or, le problème particulier aux analyses de la demande de logement sur les données agrégées est que le groupement par secteur de recensement ou encore par zone métropolitaine correspond implicitement à un regroupement selon la qualité laquelle est directement reliée à la mesure de la quantité de service de logement consommée. En effet, les secteurs de recensement sont définis de façon à assurer une certaine homogénéité du point de vue des caractéristiques socio-économiques et de la qualité du logement. De même, la stratification par zones métropolitaines a pour conséquence de regrouper l'information selon la qualité des logements et le niveau de service consommé. De tels regroupements implicites en fonction de la variable dépendante introduisent une corrélation entre la variable indépendante et le terme d'erreur et entraîne un biais d'agrégation⁵. Une analyse empirique des biais d'agrégation dans l'estimation de la demande de logement montre qu'une telle procédure de groupement des données en fonction de la variable dépendante conduit à une surestimation de l'élasticité-revenu de près de 70 pour cent⁶. Ceci explique en partie les différences systématiques dans les mesures d'élasticité-revenu observées entre les études portant sur les données micro et celles utilisant les données agrégées.

b) *Le biais de spécification*

Le second type de problème réside dans le biais possible de spécification découlant de l'exclusion de la variable prix dans les équations (2) ou (2'). Selon le type d'échantillon utilisé, on peut distinguer quatre types de mauvaises spécifications.

i) Estimations sur un échantillon de type II (données individuelles — plusieurs marchés) sans la variable prix, soit :

$$d = \bar{a}_0 + \bar{\eta}_y \cdot y + \bar{u}$$

4. Johnston, J. *Econometric Methods*, McGraw Hill Inc., 1972, pp. 228-235.

5. Feige, E. et Watts, H. « An Investigation of the Consequences of Partial Aggregation of Micro-Economic Data », *Econometrica*, 40, mars 1972.

6. Smith, B. et Cambell, J.M. « Aggregation Bias and Demand for Housing », *International Economic Review*, 19, juin 1978.

ii) Estimation sur un échantillon de type I (données individuelles — un seul marché) sans la variable prix, soit :

$$d = \hat{a}_0 + \hat{\eta}_{y,0}y + \hat{u}$$

iii) Estimation sur un échantillon de type IV (données groupées — plusieurs marchés) sans la variable prix, soit :

$$d = \bar{a}_0 + \bar{\eta}_{y,0}y + \bar{u}$$

iv) Estimation sur un échantillon de type II avec la moyenne des prix sur chaque marché, soit :

$$d = \bar{a}_0 + \bar{\eta}_{y,p}y + \bar{\eta}_{p,y}p + \bar{u}$$

En comparant ces diverses estimations avec le vrai modèle spécifié à l'équation 2, dont l'élasticité-revenu peut être dénotée par $\eta_{y,p}$, Polinsky⁷ arrive à la classification suivante du biais de spécification :

$$\hat{\eta}_{y,0} < \bar{\eta}_{y,p} < \bar{\eta}_{y,0} < \eta_{y,p} < \bar{\eta}_{y,0}$$

Ce résultat découle directement de l'équation bien connue du biais de spécification dans le cas d'une variable exclue. En effet, si le vrai modèle est défini par l'équation(2) et que l'on estime plutôt l'équation suivante :

$$d = ai + by + v \quad (3)$$

L'expression générale du biais de spécification s'écrit alors :

$$E(\hat{b}) = b + c\alpha_1 = \eta_{y,p} + (1 + \eta_{p,y}) \alpha_1 \quad (4)$$

où \hat{b} est l'estimateur des moindres carrés de b soit l'élasticité revenu et α_1 le coefficient de la régression auxiliaire de la variable exclue p sur la variable incluse y . La direction du biais va dépendre du signe de $(1 + \eta_{p,y})$ et de α_1 . En ce qui concerne $(1 + \eta_{p,y})$, si γ dans l'équation 1) est négatif et supérieur à -1 soit $-1 < \gamma < 0$ alors $0 < (1 + \eta_{p,y}) < 1$. En ce qui concerne α_1 , le signe dépend du type d'échantillon utilisé.

i) Dans un échantillon de type II, soit des données individuelles sur plusieurs marchés, l'équation auxiliaire peut s'écrire :

$$p_{kj} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{kj} + e_{kj} \quad \begin{array}{l} k = 1 \dots N \\ j = 1 \dots M \end{array} \quad (5)$$

où k réfère aux observations individuelles et j à la zone métropolitaine. On peut expliciter les variations intra et inter zones en écrivant l'équation (5) de la façon suivante :

$$(p_{kj} - \bar{p}_j) + (\bar{p}_j - \bar{p}) = \alpha_1 (y_{kj} - \bar{y}_j) + \alpha_1 (\bar{y}_j - \bar{y}) + e_{kj} \quad (5')$$

7. Polinsky, A.M., *op. cit.*, pp. 448-452.

Le coefficient de la régression auxiliaire devient alors :

$$\tilde{\alpha}_1 = \frac{1/M \sum_j \text{cov}(P, Y)_j + \text{cov}(\bar{P}, \bar{Y})}{1/M \sum_j \text{var}(Y)_j + \text{var}(\bar{Y})} \quad (6)$$

Donc, le signe de $\tilde{\alpha}_1$ va dépendre du signe des covariances dans l'équation précédente. La première covariance concerne la relation prix-revenu à l'intérieur d'une même zone métropolitaine. Les modèles de localisation intra-ville conduisent à une répartition des groupes de revenus sur le territoire telle que les hauts revenus auraient tendance à se localiser plus loin du centre en raison d'une élasticité-revenu de la demande d'espace supérieure à celle des coûts marginaux de transport. Il existerait donc une corrélation négative entre le niveau de revenu et le prix du logement⁸. Ainsi, $\text{cov}(P, Y)_j < 0$.

La seconde covariance concerne la relation prix-revenu entre zones métropolitaines ou entre villes. La localisation inter-villes peut être examinée dans le cas d'individus ayant les mêmes préférences et ayant un revenu identique s'ils travaillent dans la même ville mais des revenus différents s'ils travaillent dans des villes différentes. On suppose que la structure des coûts de transport est telle que le revenu net dans une ville à revenu élevé demeure plus grand que celui dans une ville à revenu moins élevé et ce, pour une même distance du centre-ville. Sous l'hypothèse d'une mobilité parfaite entre villes, l'équilibre de localisation sera atteint lorsque la satisfaction de chaque individu sera la même quelle que soit la ville où il habite. Il y aura alors des pressions à la hausse sur le prix du logement dans une ville à revenu élevé à une distance donnée du centre par rapport à une ville à revenu plus faible. Il y aura donc une relation positive entre la moyenne des revenus et la moyenne des prix d'une ville à l'autre. Ainsi, $\text{cov}(\bar{p}, \bar{y}) > 0$.

Dans un échantillon de type II, un revenu plus élevé peut signifier une relocalisation plus loin du centre à l'intérieur de la même zone ou encore vers une zone à revenu plus élevé. C'est l'importance relative de ces deux effets qui va déterminer la direction du biais. On s'attend généralement à ce que l'effet intra-zone soit plus élevé de telle sorte que l'élasticité-revenu est sous estimée.

ii) Dans un échantillon de type I soit des données individuelles sur un même marché, les variations inter-zones sont nulles et l'équation(6) devient simplement

8. Cette relation a été vérifiée pour Montréal: voir To, M.C., Lapointe, A. et Kryznowski, L., « Externalities, Preferences and Urban Residential Location: Some Empirical Evidence », *Journal of Urban Economics*, vol. 14, 1983.

$$\hat{\alpha}_1 = \frac{\text{cov}(P, Y)}{\text{var}(Y)} < 0 \quad (7)$$

On sous-estime l'élasticité-revenu mais davantage que dans le cas précédent puisque l'effet intra-zone négatif n'est pas atténué par l'effet inter-zones positif.

iii) Dans un échantillon de type IV soit des données groupées sur plusieurs marchés, les variations intra-zone sont nulles et l'équation(6) peut alors s'écrire :

$$\bar{\alpha}_1 = \frac{\text{cov}(\bar{P}, \bar{Y})}{\text{var}(\bar{Y})} > 0$$

On surestime alors l'élasticité-revenu.

iv) Finalement, dans un échantillon de type II en utilisant la moyenne des prix sur chaque marché, l'équation auxiliaire s'écrit de la façon suivante :

$$p_{kj} = \alpha_0 + \alpha_{1.2} y_{kj} + \alpha_{2.1} \bar{p}_j + e_{kj} \quad (8)$$

où \bar{p}_j réfère à la moyenne des prix de la zone j . En explicitant les variations intra et inter-zones, le coefficient de la régression auxiliaire après quelques manipulations, devient :

$$\bar{\alpha}_{1.2} = \frac{[1/M \sum_j \text{cov}(Y, P)_j]}{[1/M \sum_j \text{var}(Y)_j + \text{var}(\bar{Y})] - \text{var}(\bar{Y}) r_{\bar{P}\bar{Y}}^2} \quad (9)$$

où $r_{\bar{P}\bar{Y}}^2$ réfère au coefficient de corrélation entre \bar{P} et \bar{Y} . Le coefficient $\bar{\alpha}_{1.2}$ est négatif de telle sorte qu'on sous-estime encore l'élasticité-revenu.

En comparant l'équation (9) avec les équations (7) et (6) respectivement, on peut facilement vérifier que $\bar{\alpha}_{1.2} > \hat{\alpha}_1$ et $\bar{\alpha}_{1.2} < \bar{\alpha}_1$. Les relations précédentes permettent donc de reconstituer la classification des biais de spécification. En effet, puisque les autres termes de l'équation du biais en (4) soit $\eta_{p,y}$ et $(1 + \eta_{p,y})$ sont indépendants du type d'échantillon, c'est l'importance du coefficient α_1 qui détermine l'importance même du biais. Ainsi,

$$\hat{\alpha}_1 < \bar{\alpha}_{1.2} < \bar{\alpha}_1 < 0 < \bar{\alpha}_1$$

car $\alpha_1 = 0$ s'il n'y a pas de biais de spécification.

L'analyse précédente sur la direction des biais de spécification repose sur des hypothèses passablement restrictives concernant l'allocation spatiale des groupes de revenus à l'intérieur d'une même zone métropolitaine ou encore d'une zone à l'autre. Comme nous le verrons, dans

certain cas la corrélation revenu-distance-prix est très faible et le biais de spécification négligeable. Ce qui apparaît le plus intéressant dans les résultats précédents, c'est l'analyse combinée des problèmes d'agrégation et de spécification. On peut constater en effet que le biais de spécification est significativement différent selon que l'estimation porte sur les données agrégées ou les données micro. Par exemple, l'exclusion de la variable prix conduit à une surestimation de l'élasticité-revenu dans un échantillon de type IV alors qu'elle est sous-estimée dans le cas d'un échantillon de type I ou II.

c) *Le biais d'échantillonnage*

Une autre source de problèmes provient de la forte hétérogénéité du bien étudié et de la nécessité d'utiliser des échantillons composés de sous-ensembles du stock de logement original. De telles procédures tendent à introduire des biais d'échantillonnage. L'équation généralement estimée dans les analyses de la demande de logement, est l'équation (2') sur un échantillon de type III ou de type IV dans laquelle la variable prix a été exclue. Supposons que les données proviennent d'un échantillon de type III donc des données groupées sur un seul marché et que les prix sont constants. On peut alors considérer le modèle estimé comme un modèle de forme réduite provenant de l'équilibre entre la demande de logement telle que décrite dans l'équation (2') et l'offre représentée par l'équation suivante :

$$\bar{d} = \bar{\alpha}'i + (\beta' + 1)\bar{p} \quad (10)$$

où β' réfère à l'élasticité-prix de l'offre. À partir de ces équations, on peut obtenir la forme réduite en substituant dans (2') la valeur de \bar{p} obtenue dans (10). Après quelques manipulations on obtient :

$$\bar{d} = A\bar{i} + B\bar{y} \quad (11)$$

où
$$A = \frac{\alpha' - a\lambda}{1 - \lambda}$$

$$B = \frac{b}{1 - 1/\lambda}$$

et
$$\lambda = \frac{\beta' + 1}{\gamma + 1}$$

Ainsi B est fonction de b , l'élasticité-revenu de la demande et de γ et β' les élasticités-prix de la demande et de l'offre respectivement. B ne donne une estimation valable de l'élasticité-revenu que dans la mesure où β' est très grand. Les modèles d'équilibre basés sur l'estimation d'une forme réduite ne peuvent fournir des estimateurs valables de l'élasticité-revenu de la demande que dans le contexte d'une offre parfaitement élastique.

Or, l'échantillon choisi doit être en mesure de contrôler pour la forte hétérogénéité du bien autrement on risque de traiter comme comparables des observations qui en fait ne le sont pas et ainsi introduire un problème de spécification du modèle. L'expérimentateur se trouve donc dans le dilemme qui consiste à sélectionner une sous-catégorie de logement homogène mais qui présente une élasticité de l'offre plus faible⁹ que pour l'ensemble ou encore un sous-groupe de consommateurs dont l'élasticité-revenu est plus faible que l'ensemble. Par exemple, la plupart des études stratifient leur échantillon selon le mode d'occupation et plusieurs utilisent les seules maisons unifamiliales assurées par la FHA ou la SCHL au Canada. Bien qu'une telle procédure permette d'obtenir une plus grande homogénéité au niveau du produit, elle tend à exclure les maisons à prix élevé qui ne se qualifient pas pour les programmes. Ainsi, on devrait observer pour les catégories de prix élevé, un nombre disproportionné de revenus élevés dont les dépenses de logement sont réduites afin de se qualifier aux programmes. Ainsi, on peut être amené à sous-estimer l'élasticité-revenu. Enfin, dans le cas des *données micro*, on peut supposer que le prix est donné pour le ménage individuel de telle sorte que le problème d'identification soulevé précédemment risque d'être mineur.

À la lumière de l'analyse précédente et des efforts de réconciliation déjà effectués, on peut revoir les résultats de quelques études mentionnées précédemment. Par exemple, De Leeuw¹⁰ essaie de réconcilier les différentes études sur la base de trois critères :

- La variable à laquelle la théorie du consommateur et la plupart des études empiriques réfèrent sont les dépenses de logement par unité de temps et non la valeur du marché pour ce logement. Le rapport entre les deux tend à se comporter de façon systématique avec le revenu de telle sorte que les élasticités-revenu calculées à partir de la valeur marchande devraient être réduites de 15 à 20%.
- Une seconde caractéristique des études, est qu'elles ne prennent pas en considération le fait que le propriétaire occupant dérive un revenu non monétaire de la valeur locative de sa maison. Une telle omission tend à créer un biais égal en pourcentage à 10 fois la différence entre l'élasticité estimée et 1,0.
- Un dernier type d'ajustement concerne l'utilisation d'un sous échantillon non représentatif de l'ensemble. Par exemple, les données provenant des maisons financées par la FHA excluent les propriétés dont le prix est très élevé. Ceci tend à biaiser l'élasticité-revenu vers le bas.

9. Il est généralement reconnu que l'élasticité de l'offre est moindre, plus près du centre qu'en périphérie.

10. *Op. cit.*

Un tel biais d'échantillonnage nécessite que la valeur de l'estimé soit ajustée à la hausse de 40 à 50 pour cent.

Dans les études examinées par De Leeuw, trois portent sur un échantillon de données groupées sur un seul marché (échantillon de type III) avec la variable prix omise. Une fois ajustées en fonction des critères précédents, les élasticités-revenu $\bar{\eta}_{y,0}$ sont de 1,25 dans Winger (1968), entre 1,35 et 1,46 pour les propriétaires et 0,94 pour les locataires dans Reid (1962) et 1,1 pour les propriétaires dans De Leeuw (1971).

L'étude de Lee (1968) porte sur un échantillon de données individuelles sur plusieurs marchés (échantillon de type II) avec la variable de prix omise. L'élasticité obtenue $\bar{\eta}_{y,0}$ est de 0,65 pour les locataires et entre 0,66 et 0,76 pour les propriétaires.

Puisque la vraie élasticité se trouve entre les estimations sur les données individuelles et groupées dans un seul marché avec la variable prix omise, soit entre $\bar{\eta}_{y,0}$ et $\bar{\eta}_{y,0}$, on peut dire que l'élasticité-revenu pour les locataires est approximativement entre 0,6 et 0,9 et pour les propriétaires entre 0,7 et 1,4.

Il faut souligner enfin que les ajustements précédents sur les élasticités-revenu à partir de données agrégées ne tiennent pas compte du biais d'agrégation résultant d'un groupement implicite en fonction de la variable dépendante soit les dépenses de logement ou encore la valeur de la maison. Dans un tel cas, l'élasticité-revenu peut être surestimée de plus de 50 pour cent. Si on tient compte de ce dernier élément le champ de variation de l'élasticité-revenu propriétaire serait compris entre 0,7 et 0,9.

2. NOUVEAUX RÉSULTATS SUR LA BASE DES DONNÉES DÉSAGRÉGÉES

La discussion précédente suggère que le modèle à estimer devrait porter sur des données micro et qu'il devrait être spécifié de la façon suivante:

$$d = b_0 + b_1y + b_2p + u \quad (12)$$

où d : est le logarithme des dépenses de logement

y : est le logarithme du revenu permanent

p : est le logarithme du prix du service de logement

Nous avons estimé ce modèle sur la base des données de la Société Centrale d'Hypothèque et de Logement (SCHL) de 1974 et portant sur un échantillon des ménages et de leur logement dans chacune des principales zones métropolitaines au Canada. L'échantillonnage est basé sur le recensement de 1971 et comprend donc l'information pour l'année 1970 des ménages recensés en 1971. L'enquête de 1974 a permis d'obtenir l'information pour 1973 dans le cas des ménages qui avaient toujours la même adresse qu'en 1971.

Le recours à des données désagrégées présente plusieurs avantages dont celui de reproduire l'information sur les comportements microéconomiques sur lesquels repose la spécification du modèle. De plus, il permet de réduire les biais d'agrégation associés aux estimations à partir des données groupées. Comme nous l'avons déjà mentionné, l'utilisation des données par secteur de recensement a pour conséquence de regrouper un nombre disproportionné de ménages de revenu moyen élevé avec fortes préférences pour le logement de même qu'un nombre disproportionné de ménages dont les préférences pour le logement et le revenu sont faibles. Ceci a pour conséquence de biaiser les élasticités-revenu à la hausse. Par contre, l'utilisation des données groupées a l'avantage de fournir une mesure acceptable du revenu permanent. Ainsi, un premier problème à résoudre suite à l'utilisation des données désagrégées est la définition d'une mesure adéquate du revenu permanent. Un autre problème qui découle de la spécification du modèle consiste à obtenir une mesure du prix du service de logement dont la valeur diffère d'une observation à l'autre. Nous allons discuter successivement l'un et l'autre de ces problèmes.

Dans les analyses de coupes transversales, 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. Intuitivement, cette idée de regrouper les ménages a beaucoup de sens puisqu'elle a pour effet d'éliminer l'influence de la composante transitoire du revenu. Dans ce contexte, Polinsky¹¹ suggère, après une classification préalable de la distribution des revenus disponibles, d'attribuer à tous les membres faisant partie d'une classe donnée, le revenu médian de la classe.

Toutefois, cette méthode de groupement pour le calcul du revenu permanent présente un certain nombre de faiblesses. D'abord, pour que la composante transitoire du revenu tende vers zéro dans le calcul de la moyenne, il faut que le nombre d'observations dans chaque groupe soit relativement grand. De plus, cette méthode ne permet pas de tenir compte des revenus futurs anticipés qui sont de première importance dans la prise de décision pour le logement. Enfin, 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 classification.

Comme nous disposions dans notre échantillon du revenu en 1970 et 1973, il était possible, sur la base des taux de croissance observés, de générer les revenus futurs par groupe d'âge par extrapolation. Le revenu permanent est alors calculé comme une moyenne des revenus futurs et

11. Polinsky, A.M., *op. cit.*

présents pondérés par un taux d'escompte approprié¹². Nous avons également utilisé une moyenne simple des revenus passés et présents. Une dernière mesure suggérée par Lee et Kong¹³ est le revenu passé comme variable instrumentale pour le revenu permanent. Cette méthode des variables instrumentales est utilisée lorsqu'il y a corrélation entre le terme d'erreur et les variables explicatives. C'est le cas dans l'analyse de la demande lorsqu'on utilise le revenu courant au lieu du revenu permanent. Il s'agit alors de trouver un instrument fortement corrélé avec le revenu permanent et indépendant du revenu transitoire. Le revenu passé peut jouer ce rôle. Chacune des mesures du revenu permanent nécessite l'utilisation des données de 1970, lesquelles n'étaient disponibles que pour une partie de l'échantillon. Ceci peut entraîner un biais d'échantillonnage. En effet, les ménages ainsi exclus de l'échantillon sont généralement ceux qui ont déménagé récemment. Dans la mesure où ceux qui déménagent ont une élasticité-revenu plus grande, l'exclusion de ce groupe pourrait conduire à une sous-estimation de l'élasticité-revenu.

Le second problème consiste à définir une variable de prix du service de logement. La plupart des études ont été incapables d'estimer le modèle précédent sur les données désagrégées en raison de l'absence d'informations sur le prix du logement. Les seules tentatives dans ce sens ont consisté à utiliser les données désagrégées sur les dépenses et le revenu en conjonction avec des indices de prix du logement par zone métropolitaine. Une telle procédure néglige de prendre en considération le fait que le prix d'une unité de logement varie d'une localisation à l'autre à l'intérieur d'une zone métropolitaine en raison des différences d'accessibilité à l'emploi. Ainsi, des ménages ayant mêmes revenus mais demeurant à des endroits différents peuvent consommer des quantités différentes de services en raison des différences même de prix qu'ils doivent affronter.

Afin d'obtenir une telle mesure du prix du service de logement, nous avons utilisé la méthode d'estimation des fonctions de prix hédoniques. On considère alors le logement comme un bien hétérogène caractérisé par un ensemble d'attributs dont les caractéristiques de localisation sont : l'accessibilité à l'emploi, les caractéristiques du voisinage et autres. L'estimation de la relation entre le prix et les diverses caractéristiques du logement donne une mesure des prix implicites de chacune des caractéristiques. Il est alors possible de générer le prix d'une unité standard en fonction des variables de localisation. La démarche consiste à estimer d'abord la relation suivante :

$$P = f(CP, CL, u)$$

12. Cette méthode a été proposée par Ramanathan, R., « Measuring Permanent Income of a Household: an Experiment in Methodology », *J.P.E.*, 1980.

13. Lee, T.H. et Kong, C.M., « Elasticities of Housing Demand, *Southern Economic Journal*, novembre 1977.

où :

P : est le prix ou la valeur marchande de la maison dans le cas des propriétaires et le loyer dans le cas des locataires.

CP : représente le vecteur des caractéristiques physiques du logement et du bâtiment où ce logement est situé : type de bâtiment, nombre de pièces, surface, etc.

CL : représente l'ensemble des variables de localisation : l'accessibilité à l'emploi, l'environnement physique, etc.

u : un terme d'erreur aléatoire

On se sert ensuite des résultats de l'estimation pour contrôler l'influence moyenne des caractéristiques physiques sur la valeur marchande. On obtient alors le prix d'un logement standard à différentes localisations, soit :

$$\hat{P} = g(\overline{CP}, CL)$$

où g représente la fonction f telle qu'estimée par les moindres carrés et \overline{CP} est la valeur moyenne dans l'échantillon des variables de caractéristiques physiques.

On trouvera au tableau 2, les résultats des régressions pour les fonctions de prix implicites sur le marché de la propriété de Montréal et Toronto.

On constate que la plupart des coefficients sont significatifs et ont le bon signe. Les variables importantes dans le présent contexte sont les variables de localisation tels le temps de déplacement au travail, la présence dans le voisinage d'immeubles de fortes densités (*HIGH*), de commerce (*COMM*) ou encore d'un espace récréatif. Or, plusieurs de ces variables, dont le temps de déplacement au travail, ne sont pas significatives. Ceci peut être attribuable au fait que l'influence de l'accessibilité sur les prix ne provient pas uniquement de la proximité à l'emploi mais bien de l'accessibilité à l'ensemble des autres activités. À cet égard, une mesure d'accessibilité au centre-ville serait meilleure. Il n'y a aucun doute qu'une partie de l'influence de l'accessibilité sur les prix est captée par la variable des types de logement. Nous avons donc défini notre variable de prix unitaire de logement en utilisant comme variable de localisation l'accessibilité à l'emploi, la présence d'immeubles de forte densité ou de commerce dans le voisinage et le type de logement.

Les mesures d'élasticités obtenues des analyses de régression sur Montréal et Toronto sont présentées au tableau 3. Deux groupes de régressions sont présentés : un premier lorsque la variable dépendante est la valeur marchande de la maison et un deuxième groupe lorsque les dépenses de logement sont utilisées comme variable dépendante. Nous avons effectué la transformation Box-Cox sur les variables du modèle et la

TABLEAU 2
RÉSULTATS DE RÉGRESSION
PRIX HÉDONIQUES
(propriétaires)

Variables ^a	Montréal	Toronto
constante	8,889	9,872
D1	-0,087*	-0,1312*
D2	-0,145*	-0,2106*
D3	-0,395*	-0,0261*
D4	-0,398*	-0,2587*
CONDO	—	-0,2517*
HIGH	-0,0323	-0,092 *
COMM	-0,0481	0,0458
EXT	0,1268*	0,1307*
AGE	0,0598	0,0623*
SURFACE	0,0083*	0,0003*
PIÈCES	0,0948*	0,0549*
TEMPS	-0,0007**	-0,0004
nombre d'observations	669	866
\bar{R}^2	0,52	0,497

* = significatif au seuil de 1%

** = significatif à 5%

a) Définitions des variables

D1: maisons semi-détachées ou doubles

D2: maisons en rangée

D3: duplex détachés

D4: duplex attachés

CONDO: condominiums

HIGH: si un immeuble à appartement est voisin ou fait face à la résidence HIGH = 1; il prend la valeur zéro dans tous les autres cas.

COMM: si un établissement commercial est voisin ou fait face COMM = 1, il prend la valeur zéro dans tous les autres cas.

EXT: variable sur l'état extérieur de la résidence et dont les valeurs les plus élevées témoignent du meilleur état.

ÂGE: âge de la structure codée de sorte que les valeurs les plus élevées témoignent des constructions les plus récentes.

SURFACE: surface en pieds carrés des pièces utilisables.

PIÈCES: nombre de pièces utilisables (excluant corridors, vestibules, etc.).

TEMPS: temps requis pour effectuer les déplacements au lieu de travail.

forme double logarithmique est apparue comme la meilleure¹⁴. D'ailleurs, la discussion des diverses sources de biais dans la première partie ne peut être valable que dans ce cadre spécifique. Nous allons discuter ces résultats à la lumière des mesures d'élasticités trouvées par d'autres auteurs et plus particulièrement par Steele¹⁵ pour le Canada.

14. Voir Kmenta, Jan, *Elements of Econometrics*, MacMillan, 1976, pp. 466-473.

15. Steele, M. *op. cit.*

Si on se réfère aux résultats du premier groupe de régressions, une première constatation portant sur les élasticités-revenu est qu'elles sont fortement significatives et respectent nos attentes par rapport à la mesure du revenu qui est utilisée. En effet, l'élasticité-revenu augmente de 0,14 à 0,24 et 0,39 lorsqu'on passe du revenu courant à l'une ou l'autre des mesures suggérées du revenu permanent¹⁶. De plus, lorsqu'on ajoute au revenu le loyer implicite mesuré par un rendement sur l'équité¹⁷, les élasticités se rapprochent de un et même le dépassent dans le cas des mesures de revenu permanent. Deux facteurs toutefois tendent à surestimer les mesures d'élasticité ; le fait que la valeur marchande plutôt que les dépenses de logement soit utilisée comme variable dépendante et une légère surreprésentation dans notre échantillon des maisons à prix élevés.

Pour Toronto, on retrouve cette même cohérence de la valeur des élasticités en fonction de la mesure du revenu mais les élasticités sont beaucoup plus faibles. Cet écart reflète les différences dans les alternatives qui s'offrent aux propriétaires sur chacun de ces marchés. En général, le niveau de revenu et de prix du terrain moins élevé à Montréal a permis le développement d'une gamme plus étendue d'alternatives sur le marché de la propriété. En effet, Montréal se caractérise par une proportion relativement grande de propriétaires dans des formes plus denses comme le duplex ou le triplex. Dans notre échantillon, pour Toronto, la proportion de maisons non attenantes et semi attenantes est beaucoup plus forte avec 84,2 pour cent contre 72,1 pour cent pour Montréal. Ceci a pour effet de conduire à des élasticités-revenu plus faibles à Toronto relativement à Montréal.

Une seconde constatation qui se dégage des résultats précédents est que l'exclusion de la variable prix dans l'estimation utilisant des données micro sur un seul marché n'affecte pas de façon sensible la mesure de l'élasticité-revenu. En effet, lorsqu'on compare les estimés $\eta_{y,p}$ et $\eta_{y,o}$ on ne voit pas de différences sensibles. Il apparaît donc que les erreurs de spécifications dues à l'exclusion de la variable prix sont moins importantes que les erreurs attribuables à l'utilisation de variables inappropriées comme mesures du revenu ou encore des dépenses de logement.

La discussion précédente porte sur les estimations utilisant la valeur marchande comme variable dépendante. Or, cette valeur ne constitue pas une mesure parfaite du niveau des dépenses et, comme nous l'avions

16. Le revenu permanent basé sur l'actualisation des revenus futurs anticipés n'a pas donné les résultats escomptés. Ne disposant que du revenu de 1970 et 1973, la projection des revenus futurs sur la base du taux de croissance observé entre les deux périodes peut biaiser le taux de croissance de long terme. Nous ne reproduisons donc pas les résultats basés sur cette méthode de calcul du revenu permanent.

17. Il est important de souligner qu'en ajoutant ainsi au revenu un loyer implicite, ceci peut entraîner un biais de simultanéité dans la mesure où le loyer implicite dépend en partie du prix de la propriété.

TABLEAU 3
SOMMAIRE DES MESURES D'ÉLASTICITÉ -
PRIX ET REVENU POUR MONTRÉAL ET TORONTO
(propriétaires)

Variable dépendante = log-prix						
	Montréal			Toronto		
	$\eta_{p,p}$	$\eta_{p,u}$	$\eta_{p,o}$	$\eta_{p,p}$	$\eta_{p,u}$	$\eta_{p,o}$
Revenu courant	0,14 (3,12)	-1,83 (-4,83)	0,12 (2,63)	0,09 (3,54)	-0,07 (5,3)	0,10 (3,76)
Revenu courant & équité	0,72 (14,86)	-1,66 (-4,11)	0,72 (14,85)	0,35 (10,88)	-0,20 (4,93)	0,36 (11,2)
Revenu permanent I	0,24 (3,28)	-1,83 (-4,38)	0,20 (2,79)	0,14 (4,53)	-0,11 (5,13)	0,16 (4,9)
Revenu permanent II	0,39 (4,82)	-1,91 (-4,82)	0,33 (4,07)	0,21 (5,65)	-0,13 (5,0)	0,23 (6,1)
Revenu permanent I & équité	1,04 (19,7)	-1,38 (-2,6)	1,06 (20,15)	0,42 (4,6)	-0,26 (12,43)	0,44 (12,86)
Revenu permanent II & équité	1,24 (22,6)	-1,45 (-3,3)	1,26 (22,8)	0,55 14,4	-0,30 (4,54)	0,56 (14,8)
Variable dépendante = log-dépenses de logement						
	Montréal			Toronto		
	$\eta_{p,p}$	$\eta_{p,u}$	$\eta_{p,o}$	$\eta_{p,p}$	$\eta_{p,u}$	$\eta_{p,o}$
Revenu courant	0,08 (2,51)	-1,91 (-6,43)	0,06 (1,77)	0,11 (5,05)	-0,21 (5,16)	0,12 (5,28)
Revenu courant & équité	0,47 (12,65)	-1,81 (-6,45)	0,48 (12,5)	0,31 (10,9)	-0,30 (4,82)	0,32 (11,2)
Revenu permanent I	0,18 (3,34)	-1,92 (-6,54)	0,14 (2,60)	0,11 (3,96)	-0,21 (5,06)	0,12 (4,36)
Revenu permanent II	0,29 (4,83)	-1,98 (-6,96)	0,23 (3,66)	0,21 (6,54)	-0,26 (4,87)	0,23 (6,94)
Revenu permanent I & équité	0,72 (17,5)	-1,61 (-5,31)	0,75 (17,8)	0,29 (9,25)	-0,32 (4,6)	0,31 (9,71)
Revenu permanent II & équité	0,85 (19,6)	-1,66 (-6,02)	0,88 (19,7)	0,44 (12,6)	-0,37 (4,46)	0,45 (13,04)

a) Les chiffres entre parenthèses sont les *t*-statistiques.

b) Revenu permanent I est basé sur le revenu de 1970.

c) Revenu permanent II est la moyenne du revenu présent et passé.

mentionné, tend à surestimer les mesures d'élasticité-revenu. Lorsqu'on utilise les dépenses de logement incluant le coût de l'équité, les élasticité-revenu utilisant des mesures de revenu permanent varient entre 0,72 et 0,85, à Montréal et 0,29 et 0,44 à Toronto. On se rapproche sensiblement du consensus qui semble se dégager sur la valeur de l'élasticité-revenu. Dans ce contexte, les élasticités de 0,40 et 0,18 trouvées par Steele¹⁸ pour Montréal et Toronto respectivement sont considérablement sous-estimées, en raison surtout de l'utilisation de mesures de revenu et de dépenses de logement inadéquates.

18. Steele, M. *op. cit.*

Quant aux élasticités-prix, le nombre d'études permettant de comparer nos résultats est beaucoup moins important et le champ de variations des mesures d'élasticité beaucoup plus grand. Il apparaît que les estimés sont sensibles au type de mesures de prix utilisées et à la spécification du modèle. La référence aux modèles de localisation nous indique en effet que l'élasticité-prix sera d'autant plus grande que la structure des prix fonciers diminue rapidement avec la distance¹⁹. Nos estimés des fonctions de prix hédoniques confirment cette relation alors que le gradient du prix du logement par rapport au temps de déplacement est beaucoup plus élevé à Montréal qu'à Toronto. De plus une gamme plus étendue d'alternatives favorise une réaction plus grande aux variations spatiales de prix. Les élasticités-prix obtenues varient entre $-1,30$ et $-1,83$ pour Montréal et $-0,07$ et $-0,30$ pour Toronto.

Nos résultats permettent d'établir que les élasticités-revenu sont beaucoup plus élevées que celles obtenues par Steele et se situeraient entre $0,72$ et $0,85$ pour Montréal et $0,29$ et $0,44$ pour Toronto. Il ressort également que le fait d'exclure la variable prix de l'équation n'influence pas de façon sensible les mesures d'élasticité-revenu. Le choix des variables de dépenses et de revenu apparaît comme un élément beaucoup plus important sur la sensibilité des résultats.

BIBLIOGRAPHIE

- CARLINER, G., « Income Elasticity of Housing Demand », *Review of Economic Studies*, 55, 1973.
- DAGENAIS, M., « La demande d'habitation est-elle élastique ? Un essai de réconciliation d'analyse économique », *L'Actualité Économique*, vol. 46, juillet 1970.
- DE LEEUW, F., « The Demand for Housing: A Review of Cross-Section Evidence », *Review of Economic and Statistics*, vol. 53, février 1971.
- FEIGE, E et WATTS, H., « An investigation of the Consequences of Partial Aggregation of Micro-Economic Data », *Econometrica*, 40, mars 1972.
- JOHNSTON, J., *Econometric Methods*, McGraw Hill Inc. 1972.
- KAU, J.B. et SIRMANS, C.F., « Urban Land Value Functions and the Price Elasticity of Demand for Housing », *Journal of Urban Economics*, 1979.
- KMENTA, JAN, *Elements of Econometrics*, MacMillan, 1976.
- LEE, T.H., « The Demand for Housing: A Cross Section Analysis », *Review of Economic Studies*, vol. 45, 1963.

19. Voir Kem, J.B. et Sirmans, C.F., « Urban Land Value Functions and the Price Elasticity of Demand for Housing », *Journal of Urban Economics*, 1979.

- LEE, T.H. et KING, C.M., «Elasticities of Housing Demand», *Southern Economic Journal*, novembre 1977.
- MAISEL, S.J., BURNHAM et AUSTIN, «The Demand for Housing», *Review of Economic and Statistics*, 53, 1971.
- MUTH, R.F., «The Demand for Non-Farm Housing» in the *Demand for Durable Goods*, édité par Harberger, A., Chicago, 1960.
- POLINSKY, A.M., «The Demand for Housing: a Study in Specification and Grouping» *Econometrica*, vol. 45, 1977.
- POLINSKY, A.M. et ELLWOOD, «An Empirical Reconciliation of Micro and Grouped Estimates of the Demand for Housing», *Review of Economics and Statistics* 61(02), mai 1979.
- RAMANATHAN, R., «Measuring Permanent Income of Households: an Experiment in Methodology», *Journal of Political Economy*, 1980.
- REID, M., *Housing and Income*, University of Chicago Press, Chicago, 1962.
- SMITH, B. et CABBELL, J.M., «Aggregation Bias and Demand for Housing», *International Economic Review*, 19, juin 1978.
- STEELE, M., *La demande de logement au Canada*, Statistique Canada, Cat. 99-763F, 1979.
- TO, M.C., LAPOINTE, A., KRYSANOWSKI, L., «Externalities, Preferences and Urban Residential Location: Some Empirical Evidence», *Journal of Urban Economics*, vol. 14, 1983, pp. 338-354.
- WINGER, A.R., «Housing and Income», *Western Economic Journal*, 1968.