

## L'analyse de la demande de logements-propriétaires : l'expérience canadienne

Joseph H.S. Chung

Volume 43, Number 1, April–June 1967

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1003307ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1003307ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Chung, J. H. (1967). L'analyse de la demande de logements-propriétaires : l'expérience canadienne. *L'Actualité économique*, 43(1), 66–86.  
<https://doi.org/10.7202/1003307ar>

# L'analyse de la demande de logements-propriétaires: l'expérience canadienne\*

## I

La présente étude porte sur les élasticités de la demande de logements par rapport au revenu, au prix et à d'autres variables. L'étude des élasticités de la demande de logements a été abordée par plusieurs économistes et a provoqué une vive controverse qui n'a pas encore pris fin. La controverse est particulièrement intense en ce qui concerne l'élasticité de la demande de logements par rapport au revenu. Certains économistes, par exemple, Winnick<sup>1</sup> et Morton<sup>2</sup>, prétendent que l'élasticité de la demande de logements par rapport au revenu est inférieure à l'unité, alors que certains autres économistes, par exemple Reid<sup>3</sup> et Muth<sup>4</sup>, semblent croire qu'elle

\* Le présent article est basé en partie sur une thèse de doctorat de l'auteur : *Housing and Mortgage Loans: Postwar Canadian Experience*, Université de Toronto, septembre 1966. L'auteur remercie tous ceux qui l'ont aidé d'une façon ou d'une autre au cours de la préparation de sa thèse. Il tient à remercier spécialement le professeur John-W.-L. Winder de l'Université de Toronto, directeur de la thèse, pour ses critiques pénétrantes et pour ses conseils utiles. Le centre de Calcul de l'Université de Toronto a eu la bonté d'offrir ses services. L'auteur tient également à remercier le professeur Roch Bastien de l'Université de Sherbrooke qui a lu le présent article et a offert quelques commentaires d'ordre éditorial et le professeur M. Dagenais de l'École des H.E.C. pour ses remarques d'ordre technique.

1. L. Winnick et al., *Capital Formation in Real Estate: Trend and Prospect*, Princeton University Press, Princeton, 1956, chapitre VII; « Housing: Has There Been a Downward Shift in Consumer's Preference? », *Quarterly Journal of Economics*, volume 69, février 1955, pp. 85-98.

2. Walter-A. Morton, *Housing Taxation*, University of Wisconsin Press, 1955.

3. Margaret-G. Reid, *Housing and Income*, University of Chicago Press, 1962.

4. R.-F. Muth, « The Demand for Non-Farm Housing », in A.-C. Harberger, éd., *The Demand for Durable Goods*, Chicago, 1960.

lui est supérieure. Reid, se basant sur l'expérience américaine, calcule un coefficient d'élasticité par rapport au revenu variant entre 1.5 et 2.0. Muth, se basant également sur l'expérience américaine, évalue ce coefficient à un environ.

D'après Reid et Muth, la faible élasticité de la demande de logements chez Morton et Winnick peut être due à l'emploi du revenu courant au lieu du revenu espéré comme une des variables indépendantes. Reid et Muth soutiennent que l'acheteur attache une plus grande importance au flux du revenu futur qu'à son revenu courant, car l'acquisition d'un logement nécessite l'engagement de fonds considérables et à longue échéance. Cependant, un ouvrage récent de Lee <sup>5</sup> aux États-Unis montre que l'élasticité de la demande de logements par rapport au revenu est plus petite que l'unité, bien que Lee se soit servi de la même série du revenu espéré que celle qui a été utilisée par Muth. La controverse est donc loin d'être terminée.

Si les études de la demande de logements qui ont été faites ne s'accordent pas sur la valeur numérique de l'élasticité par rapport au revenu, elles ont toutefois quelques caractéristiques communes. En premier lieu, toutes ces études ne font pas de distinction entre les différents types de logements, comme si le marché du logement se composait de biens homogènes. Il est un fait bien connu que le marché du logement constitue un des marchés les plus hétérogènes de l'économie. En deuxième lieu, la plupart de ces études ne relient pas de façon systématique le marché du logement au marché des prêts hypothécaires. C'est une lacune, car la majeure partie des fonds pour la construction domiciliaire proviennent de prêts hypothécaires.

Afin de remédier à cette lacune, la présente étude divise le marché du logement en deux secteurs : le secteur des logements habités par les propriétaires eux-mêmes ou, simplement, le secteur des logements-propiétaires, et le secteur des logements à louer. En réalité, pour des raisons statistiques, les logements-propiétaires sont représentés par les maisons unifamiliales, et les logements à louer, par les logements multifamiliaux. Cette double classification de logements, à la fois selon le mode d'occupation et selon le type de

5. Ton Hun Lee, « The Stock Demand Elasticities on Non-Farm Housing », *Review of Economics and Statistics*, volume XLVI, 1964, pp. 82 et ss.

structure, entraîne un biais, parce que certains logements multifamiliaux sont habités par les propriétaires, alors que certaines maisons unifamiliales sont louées. Quoi qu'il en soit, il y a lieu de croire qu'un tel biais n'est que négligeable<sup>6</sup>.

La division du marché du logement en deux secteurs tels qu'indiqués ci-dessus n'est pas arbitraire. En effet, plusieurs facteurs semblent justifier cette division. En premier lieu, l'acheteur d'un logement-propriétaire, motivé dans son achat surtout par son propre bien-être, ne réagit pas de la même façon que l'acheteur d'un logement à louer, devant un même stimulant. Klein<sup>7</sup> nous fait observer que l'acheteur d'un logement-propriétaire agit comme un consommateur de biens durables alors que le propriétaire d'un logement à louer agit plutôt comme un homme d'affaires. Deuxièmement, la participation du gouvernement à l'habitation a été surtout concentrée dans le secteur des logements-propriétaires, se limitant dans le secteur des logements à louer aux projets d'habitations publiques. Par conséquent, on s'attend que l'influence de la politique d'habitation ait été plus marquée sur le secteur des logements-propriétaires que sur le secteur des logements à louer. En troisième lieu, la construction des logements-propriétaires et celle des logements à louer ont montré des taux de croissance et des comportements cycliques différents<sup>8</sup>. Ainsi, non seulement au point de vue théorique mais aussi au point de vue empirique, il semble justifiable de diviser le marché des logements en deux secteurs : le secteur des logements-propriétaires et celui des logements à louer.

De plus, la présente étude associe la construction des logements-propriétaires aux prêts hypothécaires consentis sous la Loi nationale

6. Les logements multifamiliaux comprennent également tous les logements construits pour deux familles séparées. D'après la Société Centrale d'Hypothèques et de Logement, la moitié des logements bifamiliaux sont habités par les propriétaires eux-mêmes. Par conséquent, la double classification indiquée dans le texte signifie que les logements à louer sont surestimés à raison d'une demie des logements bifamiliaux. De même, les logements-propriétaires sont sous-estimés à raison d'une demie des logements bifamiliaux. Cependant, une telle surestimation ou sous-estimation ne représente qu'environ 3 p.c. du volume annuel des logements terminés.

7. L.R. Klein, *Economic Fluctuations in the United States, 1921-1941*, New York, 1951, p. 90.

8. Alors que la construction de logements à louer s'est accrue depuis la guerre d'environ 10 p.c. par an, celle des logements-propriétaires ne s'est accrue que de 5 p.c. de 1951 à 1958 et a diminué légèrement depuis 1958. Durant la même période, la variation cyclique de la construction de logements-propriétaires a été plus violente et plus « contra-cyclique » que la variation correspondante de la construction de logements à louer.

sur l'Habitation (L.N.H.), et la construction des logements à louer, aux prêts hypothécaires courants. Dans la période d'après-guerre, la majeure partie de la construction des logements-propriétaires a été financée à l'aide de prêts sous la L.N.H. alors que la principale partie de la construction des logements à louer a été financée à l'aide de prêts courants<sup>9</sup>.

Bref, l'étude que l'auteur a entreprise a pour but d'estimer séparément les diverses élasticités de la demande de logements-propriétaires et celles de la demande de logements à louer, en tenant compte du rapport entre le marché des logements et le marché des prêts hypothécaires. Puisque les résultats complets de l'étude peuvent difficilement être exposés dans un seul article d'une longueur acceptable, le présent article ne traite que de la demande de logements-propriétaires. L'analyse de la demande de logements à louer sera publiée dans un proche avenir. Le présent article contient un appendice indiquant diverses séries (annuelles ou trimestrielles) de données statistiques dont quelques-unes ont été estimées par l'auteur.

## II

L'hypothèse fondamentale du modèle est que la demande de logements est dérivée de la demande de services d'habitation. Mais, le service d'habitation ne provient que du stock existant de logements. La demande de logements est donc la demande de stock et le stock demandé est le stock désiré de logements. Puisque l'ajustement du stock de logements est un processus lent, il convient de considérer le stock désiré de logements comme en état d'équilibre à long terme. Dans cet état d'équilibre, l'acheteur n'aura plus de mobile de faire croître le stock de logements<sup>10</sup>, la quantité *per capita* du stock demeurera constante, et la nouvelle construction se limitera à la construction pour satisfaire l'accroissement de la population et le remplacement des logements dépréciés.

9. Les trois quarts des prêts hypothécaires sur les logements-propriétaires ont été fournis par les prêts sous la L.N.H.

10. Au point d'équilibre du stock, le coût de possession du logement — paiement d'intérêt, d'assurance, de taxes, d'entretien, de réparations — épuise le revenu du loyer imputé, c'est-à-dire le loyer que pourrait retirer le propriétaire s'il louait le logement.

L'équilibre peut être rompu soit par un changement du revenu, soit par un changement d'autres variables. Dès que le stock n'est plus en équilibre, le stock désiré peut excéder le stock actuel de logements et le seul moyen de combler le décalage entre le stock désiré et le stock actuel, c'est de construire de nouveaux logements. C'est donc dire que la construction de nouveaux logements est motivée par le besoin d'ajuster le stock actuel de logements au niveau désiré. Ce n'est pas tout. Puisque à chaque période certains logements sont démolis, il faut les remplacer. Bref, la quantité de nouveaux logements construits dans une période donnée dépend de l'excédent du stock désiré sur le stock actuel de logements, plus le besoin de remplacer les logements démolis au cours de la même période, soit :

$$(1) \quad N_t = D(H_d - H_{t-1}) + kH_{t-1}$$

Dans l'équation (1),  $N_t$  représente la quantité (*per capita*) de logements-proprétaires commencés dans la période  $t$  ;  $H_d$ , la quantité (*per capita*) du stock désiré dans la même période ;  $H_{t-1}$ , la quantité (*per capita*) du stock actuel au début de la même période. Le coefficient  $D$  est le coefficient d'ajustement du stock et le coefficient  $k$ , ou coefficient de la demande de « remplacement », est considéré comme une constante <sup>11</sup>.

La valeur numérique de  $D$  dépend, étant donné le décalage entre  $H_d$  et  $H_{t-1}$ , de trois facteurs : la réaction de l'acheteur du logement au stimulus donné, l'élasticité de l'offre de nouveaux logements et l'offre de prêts hypothécaires. Même si le stock désiré excède le stock actuel à raison d'une unité, en vertu, par exemple, de l'accroissement du revenu, le consommateur pourra décider de ne pas acheter plus qu'une demi-unité l'achat de l'autre moitié étant remis à plus tard pour diverses raisons, par exemple, l'éducation des enfants, le décès d'un membre de la famille, etc. Même si l'acheteur désirait combler entièrement le décalage entre le stock désiré et le stock actuel de logements au même prix, il pourrait être forcé de limiter son achat à cause de la hausse de prix occasionnée par l'offre inélas-

11. Le coefficient ( $k$ ) est, strictement parlant, le coefficient brut de remplacement en tenant compte de la portion des conversions en logements. Cependant, puisqu'il y a très peu de conversions en logements-proprétaires, le coefficient ( $k$ ) est considéré comme un coefficient net de remplacement.

tique de nouveaux logements. Cette constatation nous amène à poser une question intéressante : est-ce que l'ajustement incomplet du stock dans une période donnée, est dû à la tendance de l'acheteur à remettre l'achat, ou à la faible élasticité de l'offre ? Bien qu'il soit difficile d'y répondre d'une façon définitive, il y a lieu de croire que l'offre de logements tend à être plutôt élastique par rapport au prix <sup>12</sup>.

Le troisième facteur qui peut affecter la valeur numérique du coefficient d'ajustement du stock, est l'offre de prêts hypothécaires. On ne devrait pas minimiser l'importance de ce facteur dans le processus de la construction domiciliaire. L'influence de l'offre de prêts hypothécaires est, paraît-il, plus prononcée à court terme qu'à long terme car la disponibilité des fonds joue un rôle décisif dans le choix du temps de la construction domiciliaire <sup>13</sup>.

À la lumière des constatations précédentes, il est évident que l'équation (1) n'est ni la fonction de la demande ni la fonction de l'offre de logements ; elle est plutôt une équation de « forme réduite » de la demande de logements, de l'offre de logements et de prêts hypothécaires. Ce que nous donne l'équation (1) ce sont les rapports entre la construction de nouveaux logements et ses déterminants.

Le principal avantage qu'offre l'équation (1) c'est qu'elle contient la fonction du stock désiré, c'est-à-dire la demande de logements à long terme. En revanche il n'est pas possible de l'estimer directement puisque  $H_d$  n'est pas observée. Que peut-on faire ? La solution consiste à substituer à  $H_d$  ses propres déterminants qui sont indiqués dans l'équation (2).

12. Comme vérification de l'élasticité de l'offre de nouveaux logements par rapport au prix, la quantité de logements-proprétaires est mise en corrélation avec le prix et avec les variables du coût de construction. On constate que le prix est loin d'être statistiquement significatif au seuil habituel de signification ce qui suggère qu'il y a très peu de rapport entre le prix et l'offre de nouveaux logements. Ceci implique que la courbe d'offre tend à être parallèle à l'axe de la quantité.

13. Plusieurs auteurs démontrent le rôle que joue la disponibilité des fonds hypothécaires dans le choix de la période de la construction domiciliaire : John P. Lewis, *Business Condition Analysis*, McGraw-Hill, 1959 ; J.-M. Guttentag, « Short Cycles in Residential Construction and Mortgage Money Market, 1946-1959 », *American Economic Review*, volume 51, juin 1961 ; J.-V. Poapst, *The Residential Mortgage Market*, Staff Study, Royal Commission, on Banking and Finance, Toronto, 1962 ; W.-W. Alberts, « Business Cycles, Residential Construction Cycles, and the Mortgage Market », *Journal of Political Economy*, volume 70, juin 1962 ; J. Chung, « L'offre des prêts hypothécaires et le cycle de la construction domiciliaire », *L'Actualité Économique*, volume 42, numéro 1, avril-juin 1966, pp. 38-52.



$$(2) \quad H_d = a_0 + a_1(\gamma_e) + a_2(q/R) + a_3(ni) + a_4 \left( \frac{ni}{v.T} \right)$$

D'après l'équation (2), la quantité (*per capita*) du stock désiré ( $H_d$ ) dépend : du revenu espéré ( $\gamma_e$ ) ; du prix du logement-proprétaire représenté par le taux de l'indice du coût de possession par rapport à l'indice de loyer ( $q/R$ ) (1949 = 100) ; du taux d'intérêt hypothécaire sous la L.N.H. ( $ni$ ) divisé par le produit du taux de prêts par rapport à la valeur des logements ( $v$ ) et la période d'amortissement ( $T$ ) ou, simplement, le terme composé de prêts hypothécaires sous la L.N.H.  $\left( \frac{ni}{v.T} \right)$ . La raison de l'adoption du revenu espéré au lieu du revenu courant a déjà été expliquée. La série du revenu espéré pour le Canada a été calculée par la méthode Friedman<sup>14</sup>, utilisant comme base  $\beta = 0.4$  et une période de 9 ans. Le revenu espéré n'est que le revenu pondéré par une série de facteurs variant de façon exponentielle. Le choix de  $q/R$  est motivé par la nécessité de minimiser la multi-colinéarité et par des raisons économiques. L'inclusion de ( $ni$ ) et de  $\left( \frac{ni}{v.T} \right)$  est destinée à associer le secteur de logements-proprétaires au secteur des prêts hypothécaires sous la L.N.H. La combinaison du taux de prêts à la valeur des logements et à la période d'amortissement vise à économiser les degrés de liberté<sup>15</sup>.

Un simple ajustement de l'équation (1) et la substitution des variables indépendantes de l'équation (2) à  $H_d$  dans l'équation (1) nous donne l'équation (3) :

$$(3) \quad N_t = Da_0 + Da_1(\gamma_e) + Da_2(q/R) + Da_3(ni) + Da_4 \left( \frac{ni}{v.T} \right) - (D - k)H_{t-1}$$

14. Milton Friedman, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, 1957, p. 147. Voir l'appendice au présent article.

15. On voit dans la littérature contemporaine deux autres façons de spécifier les termes des prêts hypothécaires afin d'établir le rapport entre la demande de logements et les prêts hypothécaires. G.G. Break dans son ouvrage, *The Impact of Federal Loan Insurance*, National Planning Association, Washington 1961 et L.M. Matila dans son ouvrage, *An Econometric Analysis of Construction*, University of Wisconsin, 1955, combinent les trois éléments des termes des prêts hypothécaires en une seule variable, en divisant le taux d'intérêt hypothécaire par le produit du taux du prêt par rapport à la valeur du logement, et par la période d'amortissement. Lee, de son côté, combine dans son ouvrage (*op. cit.*) le taux d'intérêt hypothécaire et la période d'amortissement et considère le taux de prêt par rapport à la valeur du logement comme une variable séparée.



Dans l'équation ci-haut, si la valeur de  $k$ , coefficient de la demande de remplacement, est connue, la valeur  $D$ , coefficient d'ajustement du stock peut être facilement estimée, car la valeur de  $(D - k)$  est directement obtenue de l'équation. Mais la valeur de  $k$  peut être obtenue de l'équation (4) qui nous montre que le stock de logements au temps  $t$  est la somme des logements terminés durant la même période et du stock au début de la période. La valeur de  $k$  est un, moins le coefficient de régression  $(1 - k)$ .

$$(4) \quad H_t = C_t + (1 - k) H_{t-1}$$

Les élasticités de la demande de logements à long terme ( $H_d$ ) par rapport à des variables  $X_i (i = 1, 2, \dots n)$  peuvent être calculées de deux façons : par la formule (5a) ou la formule (5b). La première formule nécessite l'estimation de la fonction  $H_d$  sur la base de l'équation (3). La fonction  $H_d$  peut être estimée en divisant tous les coefficients de l'équation (3) sauf le dernier par le coefficient  $D$ . D'autre part, la deuxième formule (5b) permet d'estimer directement les élasticités sans estimer la fonction  $H_d$ . Les deux formules

donnent les mêmes résultats, car  $\frac{\delta H_d}{\delta X_i} = \frac{\delta D H_d}{\delta D X_i}$  où  $D$  est une

constante. La formule (5b) est préférée dans la présente étude. Les élasticités de la construction de nouveaux logements ( $N$ ) par rapport à des variables  $X_i (i = 1, 2 \dots n)$  sont calculées par la formule (5c).

$$(5a) \quad E(H_d, X_i) = \frac{\delta H_d}{\delta X_i} \cdot \frac{X_i}{H_d} \quad i = 1, 2, \dots$$

$$(5b) \quad E(H_d, X_i) = \frac{\delta D H_d}{\delta D X_i} \cdot \frac{\bar{X}_i}{\bar{H}_d} \quad i = 1, 2, \dots$$

$$(5c) \quad E(N, X_i) = \frac{\delta N}{\delta X_i} \cdot \frac{\bar{X}_i}{\bar{N}} \quad i = 1, 2, \dots$$

La variable dépendante de l'équation (3) se réfère à des séries statistiques annuelles ou trimestrielles portant sur la quantité (*per capita*) de logements-propriétaires commencés, en supposant que les logements commencés représentent mieux la variation de la demande que les logements terminés ou qu'une série sur la for-

mation de capital résidentiel. En effet, ces dernières séries sont dépendantes de celle qui porte sur les logements commencés.

Cependant la série sur les logements commencés présente une faiblesse : elle ne peut pas tenir compte de l'hétérogénéité de la qualité des logements. Quoi qu'il en soit, cette faiblesse n'est pas alarmante aussi longtemps que la distribution de la qualité des logements demeure stable, durant la période observée.

De plus, les présentes séries sur les logements commencés excluent les logements financés par le gouvernement, non seulement parce que le gouvernement a des mobiles d'action davantage politiques qu'économiques, mais aussi parce que l'inclusion de ces logements donnerait des résultats statistiques peu satisfaisants.

### III

L'équation (3) est estimée séparément pour les données annuelles et pour les données trimestrielles. Les résultats de la régression pour les données annuelles sont résumés dans l'équation (6) :

$$(6) \quad N_t = 47.265 + 2.932(Y_t) - 4.254(q/R) - 0.135 \left( \frac{ni}{v.T} \right) \\ (0.875) \quad (-1.714) \quad (-1.207) \\ - 0.915(ni) - 0.197(H_{t-1}) \\ (-3.196) \quad (-2.643)$$

Période : 1952-1965 ;  $\bar{R}^2 = 0.905$  ;  $d = 1.88$

$$E(N, q/R) = -1.464 ; E(N, ni) = -1.114$$

$$E(H_d, q/R) = -0.350 ; E(H_d, ni) = -0.161$$

Le chiffre entre parenthèses en-dessous du coefficient de régression représente  $t$ , c'est-à-dire le taux du coefficient de régression par rapport à son propre écart-type. Le symbole  $\bar{R}^2$  représente le coefficient de détermination multiple ajusté pour tenir compte des degrés de liberté. Le symbole ( $d$ ) représente le résultat du test de Durbin-Watson critique à 5 p.c.<sup>16</sup>. L'équation (6) montre égale-

16. J. Durbin et G.S. Watson « Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression », *Biometrika*, volume 36-37, 1949-50, pp. 409-428 et volume 38-39, 1951-1952, pp. 159-178.

ment les élasticités de la construction de nouveaux logements et celles du stock désiré.

D'après l'équation (6), la construction de nouveaux logements varie directement avec le revenu espéré, et inversement au prix, au taux d'intérêt hypothécaire et au stock du début de l'année. Toutes ces variables montrent donc un signe normal du point de vue économique. Le terme composé du crédit hypothécaire nous montre un signe anormal, car on s'attendrait normalement que la construction domiciliaire varie directement avec la période d'amortissement, et avec le taux de prêt par rapport à la valeur du logement<sup>17</sup>. Cependant, par bonheur, la variable  $\left(\frac{ni}{v.T}\right)$  n'est pas significative à un seuil de signification de 5 pour cent. Ce qui est décevant, c'est que la variable du revenu n'est pas significative au seuil habituel de signification statistique. Ceci ne veut point minimiser l'importance du revenu. L'explication de la pauvre performance du revenu espéré réside probablement dans le nombre limité d'observations. Après tout, la période observée ne contient que 14 ans.

Quant à l'auto-corrélation, le test (d) critique à 5 p.c. ( $n = 15$ ) varie entre 0.58 et 2.21. D'après l'équation (6) ci-haut, (d) est de 1.88. Le test n'est donc pas décisif.

Quant aux élasticités, on voit que la construction de nouveaux logements est très sensible aux variations du taux d'intérêt sur les prêts hypothécaires, et surtout aux variations du prix. Chaque baisse de prix de 1 pour cent entraîne un accroissement de la construction à raison de 1.5 p.c. et chaque baisse du taux d'intérêt fait croître la construction de nouveaux logements de 1.1 p.c.. Ces résultats ont une implication politique. Dans la mesure où le taux d'intérêt sous la L.N.H. est fixé par le gouvernement, le résultat ci-dessus signifie que le gouvernement peut faire varier avec un succès considérable le taux de la construction de nouveaux logements-propriétaires.

L'estimé de l'équation (3) sur la base de données trimestrielles nous donne les résultats qu'indique l'équation (7). La variable

17. Plus la période d'amortissement est longue, moins la possession du logement est coûteuse; plus le taux de prêt par rapport à la valeur du logement est élevé, plus le montant du paiement comptant est faible.

dépendante est la série trimestrielle désaisonnalisée de logements propriétaires commencés à l'aide de fonds privés.

$$(7) \quad N_t = 24.134 + 1.569(Ye) - 3.878(q/R) + 0.045 \left( \frac{ni}{v.T} \right) \\
\begin{matrix} (2.516) & (-2.451) & (1.262) \\ -0.936(ni) + 0.463(ni - B) - 0.090(H_{t-1}) \\ (-5.820) & (3.000) & (-3.116) \end{matrix}$$

Période : 1951 II à 1965 IV ;  $\bar{R}^2 = 0.800$  ;  $d = 1.70$

$$\begin{aligned} E(N, Ye) &= 0.583 ; E(N, q/R) = -1.607 ; \\ E(N, ni) &= -1.303 ; E(N, ni - B) = 0.200 \\ E(H_a, Ye) &= 0.201 ; E(H_a, q/R) = -0.203 ; E(H_a, ni) = -0.310 \end{aligned}$$

Il est à noter que l'équation (7) contient une variable indépendante qui n'était pas comprise dans l'équation (6) : la variable  $(ni - B)$ , soit l'écart entre le taux d'intérêt des prêts hypothécaires sous la L.N.H. et le rendement de 40 obligations à long terme. L'hypothèse de base est que l'offre de prêts hypothécaires exerce son influence surtout sur la variation cyclique de la construction domiciliaire, et qu'elle est une fonction de l'écart des taux d'intérêt.

Les six variables indépendantes, en tant que groupe, expliquent plus des 4/5 de la variation totale de la construction de nouveaux logements. Toutes ces variables sauf la variable  $\left( \frac{ni}{v.T} \right)$  sont significatives au seuil habituel de signification statistique. Le test (d) est suffisamment élevé pour nier l'existence de l'auto-corrélation. Toutes les variables, même la variable  $\left( \frac{ni}{v.T} \right)$ , montrent un signe économiquement acceptable. Bref, l'équation (7) semble supérieure à l'équation (6) quant aux résultats statistiques. Il est intéressant de noter le rapport positif qui semble exister entre l'offre de prêts hypothécaires et la construction de nouveaux logements ; l'équation (7) offre donc un point d'appui additionnel aux opinions courantes des économistes, à l'effet que la disponibilité de fonds hypothécaires aurait joué un rôle primordial dans la construction de logements, depuis la seconde guerre mondiale. L'auteur a eu

l'occasion d'analyser l'importance des prêts hypothécaires dans la construction de logements au Canada<sup>18</sup>.

Les élasticités de la construction de nouveaux logements par rapport au prix et par rapport au taux d'intérêt sont comparables à celles que nous avons discutées en rapport avec l'équation (6). Toutefois, d'après l'équation (7), l'élasticité par rapport au revenu espéré 0.583, est beaucoup plus faible que celle de Muth<sup>19</sup> ; celui-ci soutient qu'elle est de 5.38.

La fonction de la construction de nouveaux logements ayant été discutée, il nous reste maintenant à estimer les élasticités de la demande de logements à long terme. Nous avons déjà constaté que l'application de la formule (5b) nous donne directement les élasticités de la demande de logements, sans estimer la fonction  $H_d$ . Quoiqu'il en soit, il est intéressant de calculer le coefficient d'ajustement du stock afin de connaître le temps requis pour compléter l'ajustement du stock.

L'estimé de l'équation (4) nous donne l'équation (8) :

$$(8) \quad H_t = 0.0389 + 0.985H_{t-1} + 0.980C_t \\ (75.517) \quad (2.295)$$

Période : 1946-1965 ;  $\bar{R}^2 = 0.997$

L'équation (8) nous montre une valeur pour  $k$  de 1.2 pour cent. C'est-à-dire qu'au cours d'une année donnée, 1.2 pour cent du stock du début de l'année disparaît pour une raison ou pour une autre. Puisqu'il n'y a pas d'estimé officiel du coefficient de la demande de remplacement pour les logements-propriétaires, il est difficile de vérifier le réalisme du présent résultat. Un des moyens de le vérifier serait peut-être d'estimer séparément le coefficient correspondant, pour les logements à louer, et de voir si la moyenne pondérée de ces deux coefficients donne le coefficient global pour tous les logements. Le coefficient global est, d'après les experts aux États-Unis<sup>20</sup>, et au Canada d'environ 3.3 pour cent. Le coefficient de la demande de remplacement pour les logements à louer est de 7.9 pour cent d'après l'équation (9) qui suit :

18. J. Chung, *op. cit.*

19. R.-F. Muth, *op. cit.*, p. 49.

20. R.-F. Muth, *ibid.*, p. 49.

$$(9) \quad H_t = 0.0843 + 0.921(H_{t-1}) + 1.775(C_t) \\ (34.867) \quad (5.613)$$

Période : 1946-1965 ;  $\bar{R}^2 = 0.999$

Le coefficient global de la demande de remplacement est exactement 3.3 pour cent d'après l'équation (10) qui suit :

$$(10) \quad H_t = 0.0947 + 0.968(H_{t-1}) + 1.390(C_t) \\ (43.144) \quad (2.593)$$

Période : 1946-1965 ;  $\bar{R}^2 = 0.998$

La moyenne pondérée des deux coefficients donne exactement 3.3 p.c.. C'est ainsi qu'il y a lieu de croire que chaque année 1.2 p.c. du stock de logements-propriétaires, et 3.3 p.c. du stock de tous les logements sont démolis.

Sur la base d'un  $k$  égal à 1.2 p.c., on obtient un coefficient d'ajustement du stock de 21 p.c. Autrement dit, pas plus de 1/5 de l'excédent du stock désiré sur le stock actuel est comblé au cours de la première année. À ce taux, il nous faut environ 9 ans pour compléter l'ajustement du stock actuel au niveau désiré, soit 2 ans de plus qu'aux États-Unis<sup>21</sup>.

Revenons à la demande de logements à long terme. D'après les équations (7) et (8), l'élasticité par rapport au revenu est de 0.201. L'élasticité par rapport au prix varie de -0.350 (annuelle) à -0.203 (trimestrielle), et, par rapport au taux d'intérêt hypothécaire, elle varie de -0.161 (annuelle) à -0.310 (trimestrielle). L'élasticité par rapport au prix est beaucoup plus faible que celles qui ont été estimées par Muth (-1.05)<sup>22</sup> et par Lee (-0.90)<sup>23</sup>, mais plus forte que celle qui a été trouvée par Duesenberry-Kistin (-0.08)<sup>24</sup>. L'élasticité par rapport au revenu (0.201) est plus faible que celles qu'ont trouvées Muth (0.88)<sup>25</sup>, Oksanen (0.53)<sup>26</sup>

21. R.F. Muth, *ibid.*, p. 52.

22. R.F. Muth, *ibid.*, p. 49.

23. Ton Hun Lee, *op. cit.*, p. 85.

24. James S. Duesenberry et Helen Kistin, « The Role of Demand in Econometric Studies », in Wassily Leontief, éd. *The Structure of the American Economy*, Oxford University Press, New York, p. 451-482.

25. R.F. Muth, *op. cit.*, p. 49.

26. Ernest H. Oksanen, « Housing Demand in Canada, 1947-1962 », *Revue Canadienne d'Économie et de Science Politique*, vol. XXXII, 1966, pp. 302-319.

et Lee (0.34)<sup>27</sup>. En somme, il y a une forte probabilité pour que les élasticités estimées dans la présente étude soient sous-estimées, à cause des erreurs d'observation.

Une des techniques qui nous permettent d'affronter les erreurs d'observation, consiste à prendre chacune des variables indépendantes comme variable dépendante, et de la régresser sur la vraie variable dépendante en même temps que sur les autres variables indépendantes<sup>28</sup>. Ce procédé suppose que la vraie variable dépendante soit sujette aux erreurs d'observation, alors que chacune des vraies variables indépendantes ne l'est pas ce qui donne une élasticité sous-estimée de la vraie variable indépendante par rapport à la vraie variable dépendante. Par conséquent, la réciproque de cette élasticité, c'est-à-dire l'élasticité de la vraie variable dépendante par rapport à la vraie variable indépendante est surestimée et donne la limite supérieure de l'élasticité non biaisée, alors que les équations (6) et (7) en donnent la limite inférieure. La moyenne des deux limites est prise comme l'élasticité non biaisée. Les élasticités non biaisées ainsi établies varient de -1.057 (annuelle) à -0.756 (trimestrielle) par rapport au prix et de -0.829 (annuelle) à -0.675 (trimestrielle) par rapport au taux d'intérêt. L'élasticité non biaisée par rapport au revenu espéré est établie à 0.404. Il est à noter que même après avoir tenu compte du biais occasionné par des erreurs d'observation, l'élasticité de la demande de logements par rapport au revenu, est encore inférieure à l'unité, contrairement à ce que soutiennent Reid et Muth. Quant à l'élasticité par rapport au prix, il y a lieu de croire qu'elle est de un, environ. Enfin pour ce qui est de l'élasticité par rapport au taux d'intérêt, le résultat donne à penser que la demande de logements-propiétaires est beaucoup plus sensible à la variation du taux d'intérêt que ne le prétendent la plupart des experts dans le domaine du logement.

En conclusion, la construction des nouveaux logements-propiétaires semble plus sensible aux changements du prix et du taux d'intérêt, qu'aux changements du revenu et de l'offre de prêts

27. Ton Hun Lee, *op. cit.*, p. 85.

28. Pour une discussion détaillée, voir A. Madonsky, « The Fitting of Straight Line When Both Variables Are Subject to Error », *Journal of the American Statistical Association*, vol. LIV, 1959, pp. 173-205. Muth (*op. cit.*), Reid (*op. cit.*) et Lee (*op. cit.*) ont adopté le même procédé que celui qui est adopté dans le présent article pour le traitement d'erreurs d'observation quand il y a plusieurs variables indépendantes.



hypothécaires. L'ajustement du stock au niveau désiré est très lent ; il requiert environ 9 ans. Le coefficient d'élasticité de la demande de logements à long terme par rapport au revenu, est sans aucun doute plus petit que l'unité contrairement à ce que soutiennent Reid et Muth. Ce même coefficient, par rapport au prix, semble s'établir près de l'unité, étant ainsi plus élevé que le précédent. Les résultats de la présente étude ont des implications quant à la régressivité de l'impôt foncier et au déplacement de la préférence du consommateur pour les logements.

Morton, se basant sur une élasticité de la demande des logements par rapport au revenu qui est, à son avis, plus petite que l'unité, est arrivé à la conclusion que l'impôt foncier aux États-Unis tend à être régressif<sup>29</sup>, c'est-à-dire que le fardeau de l'impôt foncier varie inversement au niveau du revenu. Si notre résultat statistique est acceptable, on doit en conclure que l'impôt foncier au Canada tend également à être régressif.

En revanche, Winnick, se basant sur une expérience américaine et sur une demande inélastique par rapport au revenu et par rapport au prix, a conclu que la préférence du consommateur pour le logement s'est affaiblie<sup>30</sup>. Cependant, Winnick admet en même temps que si l'élasticité par rapport au prix excède l'élasticité par rapport au revenu, il n'est pas nécessaire de supposer un tel déplacement du goût du consommateur<sup>31</sup>. Puisque notre résultat montre que l'élasticité par rapport au prix excède considérablement l'élasticité par rapport au revenu, il n'est point nécessaire de croire que le goût du Canadien pour le logement a connu une baisse.

Joseph H.S. CHUNG,  
professeur à l'Université de Sherbrooke

29. Walter-A. Morton, *op. cit.*

30. L. Winnick, *op. cit.*

31. L. Winnick, « Winnick's Case for a Changing Attitude Toward Housing : Reply », *Quarterly Journal of Economics*, LXX, 1956, p. 320.

APPENDICE

Le présent appendice montre : (A) les données annuelles ; (B) les données trimestrielles ; (C) l'explication des symboles et les sources des données ; (D) les notes relatives à certaines séries de données.

A. Données annuelles

Année	<i>N</i>	<i>H</i>	<i>Yc</i>	<i>q/R</i>	<i>ni</i>	$\frac{ni}{v.T}$	<i>C</i>
1946	—	2.023	—	—	—	—	51.4
1947	—	2.081	—	—	—	—	58.8
1948	—	2.193	—	—	—	—	61.8
1949	—	2.258	—	—	—	—	68.4
1950	—	2.321	—	—	—	—	68.7
1951	—	2.384	—	—	—	—	60.4
1952	57.0	2.445	0.710	0.987	5.75	24.57	56.0
1953	65.1	2.468	0.793	0.966	5.75	24.57	69.0
1954	76.0	2.568	0.912	0.942	5.50	26.26	71.8
1955	86.4	2.661	0.901	0.933	5.25	26.12	90.6
1956	88.2	2.746	0.904	0.947	5.50	26.06	95.7
1957	62.7	2.863	0.908	0.948	6.00	27.27	81.1
1958	76.3	2.899	0.922	0.965	6.00	27.27	96.8
1959	61.7	2.983	0.937	0.990	6.75	27.33	95.5
1960	53.9	3.053	0.944	1.015	6.75	30.68	78.1
1961	54.9	3.127	0.947	1.029	6.50	30.37	76.2
1962	58.8	3.196	0.950	1.054	6.50	30.37	75.6
1963	55.9	3.261	0.980	0.980	6.25	30.64	71.6
1964	50.6	3.328	0.994	1.122	6.25	30.64	76.2
1965	51.0	3.389	1.008	1.077	6.25	30.64	63.4

B. Données trimestrielles

Année et trimestre	<i>N</i>	<i>H</i>	<i>q/R</i>	<i>ni</i>	$\frac{ni}{v.T}$	<i>B</i>	<i>ni-B</i>
1951 II	43.3	2.384	1.016	5.00	26.10	3.84	1.16
1951 III	30.3	2.384	1.007	5.50	26.10	4.00	1.50
1951 IV	26.1	2.384	0.992	5.50	25.80	4.13	1.37
1952 I	32.5	2.398	0.990	5.50	25.80	4.37	1.13
1952 II	39.7	2.412	0.998	5.50	25.80	4.27	1.23
1952 III	40.9	2.426	0.984	5.75	25.80	4.30	1.45
1952 IV	43.1	2.445	0.983	5.75	25.80	4.36	1.39
1953 I	49.0	2.445	0.976	5.75	25.80	4.38	1.37
1953 II	48.7	2.467	0.969	5.75	25.80	4.41	1.34
1953 III	44.4	2.481	0.963	5.75	25.80	4.46	1.29
1953 IV	44.3	2.502	0.957	5.75	25.80	4.42	1.33

L'ACTUALITÉ ÉCONOMIQUE

	<i>N</i>	<i>H</i>	<i>q/R</i>	<i>n<sub>i</sub></i>	$\frac{n_i}{v.T}$	<i>B</i>	<i>ni-B</i>
1954 I	52.8	2.517	0.950	5.75	24.60	4.30	1.45
II	49.8	2.532	0.944	5.25	24.60	3.85	1.40
III	55.6	2.551	0.936	5.25	24.60	3.75	1.50
IV	63.2	2.578	0.934	5.25	24.60	3.71	1.54
1955 I	49.9	2.593	0.934	5.25	24.60	3.71	1.54
II	53.7	2.610	0.930	5.25	24.60	3.65	1.60
III	56.1	2.630	0.930	5.25	24.60	3.66	1.59
IV	50.5	2.658	0.936	5.25	24.60	3.80	1.45
1956 I	65.4	2.682	0.946	5.25	24.60	3.95	1.30
II	57.3	2.712	0.948	5.50	24.60	4.20	1.30
III	55.7	2.744	0.945	5.50	24.60	4.39	1.11
IV	36.0	2.789	0.945	5.50	24.60	5.00	0.50
1957 I	21.9	2.794	0.946	6.00	24.60	5.16	0.84
II	35.2	2.798	0.947	6.00	24.60	5.22	0.78
III	38.3	2.803	0.946	6.00	24.60	5.40	0.60
IV	45.3	2.811	0.952	6.00	28.50	5.34	0.66
1958 I	49.0	2.826	0.955	6.00	28.50	4.40	1.60
II	52.9	2.846	0.964	6.00	28.50	4.80	1.20
III	47.5	2.868	0.968	6.00	28.50	4.92	1.08
IV	45.8	2.896	0.973	6.00	28.50	5.10	0.90
1959 I	47.1	2.909	0.979	6.00	28.50	5.24	0.76
II	38.4	2.933	0.987	6.00	28.50	5.37	0.63
III	37.9	2.953	0.994	6.00	28.50	5.73	0.27
IV	38.7	2.981	1.001	6.00	28.50	6.16	0.17
1960 I	28.5	2.998	1.006	6.75	28.50	6.26	0.49
II	26.5	3.012	1.013	6.75	28.50	5.93	0.82
III	30.7	3.029	1.034	6.75	28.50	5.50	1.20
IV	34.6	3.050	1.022	6.75	28.50	5.49	1.25
1961 I	35.9	3.065	1.024	6.75	33.25	5.65	1.10
II	35.3	3.080	1.049	6.75	33.25	5.67	1.08
III	35.1	3.102	1.028	6.75	33.25	5.46	1.29
IV	31.2	3.127	1.034	6.50	33.25	5.41	1.09
1962 I	36.8	3.140	1.040	6.50	33.25	5.38	1.12
II	39.1	3.152	1.050	6.50	33.25	5.50	1.00
III	39.5	3.172	1.061	6.50	33.25	5.88	0.62
IV	30.1	3.192	1.065	6.50	33.25	5.60	0.90
1963 I	33.8	3.205	1.072	6.50	33.25	5.40	1.10
II	35.1	3.219	1.075	6.25	32.55	5.35	1.15
III	31.2	3.238	1.087	6.25	32.55	5.50	1.00
IV	45.9	3.258	1.098	6.25	32.55	5.60	0.65
1964 I	28.9	3.285	1.111	6.25	32.55	5.55	0.70
II	28.9	3.298	1.120	6.25	32.55	5.55	0.70
III	31.9	3.313	1.128	6.25	32.55	5.54	0.71
IV	32.9	3.331	1.139	6.25	32.55	5.50	0.75
1965 I	29.8	3.351	1.141	6.25	32.55	5.45	0.80
II	33.5	3.364	1.124	6.25	32.55	5.54	0.71
III	32.3	3.377	1.126	6.25	32.55	5.80	0.45
IV	28.1	3.392	1.156	6.25	32.55	5.90	0.75

C. Symboles et sources des données

- $N$  : Logements-propriétaires commencés (à l'aide de fonds privés), en milliers d'unités. La série trimestrielle est corrigée pour tenir compte des variations saisonnières.  
*Source* : Société centrale d'Hypothèques et de logement (S.C.H.L.), *Statistiques du logement au Canada* (S.L.C.), divers numéros.
- $H$  : Stock des logements-propriétaires en millions d'unités.  
*Source* : Calculé sur la base de diverses publications de la S.C.H.L., surtout la série de *Housing in Canada* et S.L.C. ; l'ouvrage de O.J. Firestone, *Residential Real Estate in Canada*, University of Toronto Press, 1951 ; B.F.S., *Recensements*, 1951 et 1961. Voir section (D) pour la méthode d'estimation.
- $Ye$  : Revenu espéré (*per capita*) en milliers de dollars de 1949.  
*Source* : Calculé sur la base de diverses publications du B.F.S. Voir section (D) pour la méthode d'estimation.
- $q/R$  : Rapport entre l'indice de coût des propriétaires-occupants et l'indice de loyer (1949 = 100).  
*Source* : S.C.H.L., *Housing in Canada* ; S.C.H.L., S.L.C. ; D.B.S., *Canadian Statistical Review*, divers numéros.
- $ni$  : Taux d'intérêt hypothécaire sous la Loi nationale sur l'Habitation (L.N.H.).  
*Source* : S.C.H.L., *Submission to the Royal Commission on Banking and Finance*, Ottawa, 1962 ; S.C.H.L., *Rapports annuels* ; S.C.H.L., S.L.C., divers numéros.
- $\left(\frac{ni}{v.T}\right)$  : Termes composés des prêts hypothécaires définis comme le rapport entre le taux d'intérêt hypothécaire et le produit du taux de prêts par rapport à la valeur du logement et l'échéance d'amortissement.  
*Source* : S.C.H.L., *Submission to the Royal Commission on Banking and Finance*, Ottawa, 1962 ; S.C.H.L., *Rapports annuels* ; S.C.H.L., S.L.C., divers numéros.
- $C$  : Logements-propriétaires parachevés en milliers d'unités. La série trimestrielle est corrigée pour tenir compte des variations saisonnières.

Source : S.C.H.L., S.L.C., divers numéros ; O.J. Firestone, *Residential Real Estate in Canada*, University of Toronto Press, 1951, pp. 267-268.

- B : Rendements moyens de 40 obligations à long terme.  
 Source : I.-V. Poapst, *The Residential Mortgage Market*, Staff Study, Royal Commission on Banking and Finance, Toronto 1962 ; Toronto Dominion Bank, *The Toronto Dominion Chart Book*, divers numéros.
- $m_i - B$  : Écart entre le taux d'intérêt hypothécaire sous la L.N.H. et le rendement moyen de 40 obligations à long terme.

#### D. Notes techniques et méthode d'estimation

1. *Estimation de la série des logements-propriétaires commencés à l'aide des fonds privés.* — Les fonds nécessaires pour la construction domiciliaire proviennent de deux sources : les fonds privés et les fonds publics.

Les fonds privés comprennent l'épargne personnelle et les prêts consentis par les institutions prêteuses agréées, les caisses populaires, les coopératives de crédit et d'autres institutions prêteuses. Les fonds publics se composent des prêts effectués par la S.C.H.L. et divers services du gouvernement. La série des logements-propriétaires commencés à l'aide des fonds privés est calculée en appliquant la série des pourcentages de fonds privés à la série de l'ensemble des logements-propriétaires commencés.

La série des pourcentages des fonds privés est calculée sur la base des publications de la S.C.H.L. : logements commencés selon le mode d'occupation et selon la source de fonds, 1952-1964, et logements commencés selon le type du logement et selon la source de fonds, 1952-1965.

2. *Estimation du revenu espéré ( $\Upsilon_e$ ).* — Le revenu espéré est calculé par la formule suivante :

$$(a) \quad \Upsilon_t = (1 - \lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i \Upsilon_{t-i}$$

ou :

$$(b) \quad \Upsilon_e = (1 - e^{-\beta}) \sum_{i=0}^{\infty} e^{-\beta i} \Upsilon_{t-i}$$

Milton Friedman (*A Theory of Consumption Function*, Princeton University Press, 1957, p. 147) préfère la formule (b) et a trouvé les meilleurs résultats quand  $\beta = 0.4$  ( $\lambda = .67$ ). La formule montre que l'importance relative du revenu actuel diminue de façon exponentielle au fur et à mesure que l'année antérieure s'éloigne du présent. La condition essentielle de la formule est que la somme de la série du coefficient de pondération,  $e^{-\beta}$  ou  $\lambda$ , soit égale à l'unité. Sur la base de  $\beta = 0.4$  ( $\lambda = 0.67$ ), il faut 17 ans pour obtenir une somme égale à un. Mais, afin de réduire le nombre d'observations, nous avons choisi une période de 9 ans,  $\beta$  étant égal à 0.4. Ce procédé donne une somme de la série du coefficient de pondération inférieure à l'unité. Par conséquent, la série a été ajustée, ce qui donne : 0.339, 0.227, 0.152, 0.102, 0.069, 0.046, 0.031, 0.021 et 0.013, pour les 9 ans à partir de l'année courante jusqu'à la neuvième année précédente. Au cours de l'estimation du revenu espéré, les revenus des années de 1942 à 1945 ont été remplacés par le revenu espéré de 1941 plus un accroissement annuel de 2 pour cent. Ce procédé a été nécessaire à cause des conditions anormales qui caractérisèrent ces années de guerre.

3. *Estimation du stock des logements-propiétaires.* — Le stock à la fin d'une année donnée ( $H_t$ ) est la somme du stock au début de la même année ( $H_{t-1}$ ) plus les logements parachevés durant la même année ( $C_t$ ) plus les logements convertis ( $Con_t$ ) moins les logements démolis ( $D_t$ ), soit :

$$(a) \quad H_t = H_{t-1} + C_t + Con_t - D_t$$

Les données pour  $H_t$  et  $C_t$  sont disponibles bien que les données pour  $H_t$  ne se réfèrent qu'au stock de l'ensemble des logements. Par conséquent, il a fallu estimer le stock de logements classifiés selon le mode d'occupation.

La méthode d'estimation adoptée ici se résume comme suit. (i) La distribution du stock pour 1951 selon le mode d'occupation a été estimée sur la base du recensement de 1951. (ii) L'équation (a) a été utilisée pour établir la série du stock selon le mode d'occupation pour la période 1951-1965, après avoir éliminé les deux derniers termes de l'équation. L'étape (ii) nous donne donc l'estimé préliminaire du stock selon le mode d'occupation, dans l'hypothèse que la somme de ( $Con_t - D_t$ ) soit égale à zéro. Ce procédé nous

donne naturellement une série fortement biaisée. (iii) Afin de corriger un tel biais, la distribution du stock selon le mode d'occupation pour 1961 est estimée séparément sur la base du recensement de 1961. (iv) Enfin, la série estimée à l'étape (ii) a été ajustée en fonction de la distribution obtenue à l'étape (iv).

La méthode d'estimation du stock selon le mode d'occupation pour les années 1951 et 1961 est expliquée dans la thèse de doctorat de l'auteur : *Housing and Mortgage Loans : Postwar Canadian Experience*, University of Toronto, septembre 1966, pp. 95-96.