

La demande d'habitations est-elle élastique? Un essai de réconciliation d'analyses économiques

Marcel Dagenais

Volume 46, numéro 2, juillet-septembre 1970

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1003869ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1003869ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Dagenais, M. (1970). La demande d'habitations est-elle élastique? Un essai de réconciliation d'analyses économiques. *L'Actualité économique*, 46(2), 205–243. <https://doi.org/10.7202/1003869ar>

La demande d'habitations est-elle élastique? Un essai de réconciliation d'analyses économiques*

INTRODUCTION

Le but de cet article est d'effectuer la synthèse d'une douzaine d'études économétriques portant sur l'estimation numérique des élasticités de la demande d'habitations, par rapport au revenu, au prix ou au taux d'intérêt. La nécessité d'une telle synthèse s'impose lorsque l'on considère l'importance des écarts qui existent entre les estimations obtenues par les différents auteurs. Par exemple, l'élasticité-revenu se situerait, selon un auteur, aux environs de 2.0, alors que d'autres l'évaluent à 0.4.

Les études économétriques qui font l'objet de notre analyse sont les suivantes :

- J.M. Mattila, *An Econometric Analysis of Construction* (1955) [28]¹.
- S.J. Maisel et L. Winnick, « Family Housing Expenditures : Elusive Laws and Intrusive Variances » (1960) [25].
- R.F. Muth, « The Demand for Non-Farm Housing » (1960) [30].
- M.H. David, « Family Composition and the Consumption of Housing » (1962) [6].

* Cet article est basé sur les travaux d'une recherche subventionnée par la Société Centrale d'Hypothèques et de Logement. M. André Marcil a participé étroitement à ce projet, en tant qu'assistant de recherches.

1. Les nombres entre parenthèses réfèrent à l'année de publication. Les nombres entre crochets renvoient aux ouvrages de référence que l'on trouve à la fin de cet article, pp. 240-243.

- M. Reid, *Housing and Income* (1962) [33].
- T.H. Lee, « The Demand for Housing : A Cross-Section Analysis » (1963) [18].
- T.H. Lee, « The Stock Demand Elasticities of Non-Farm Housing » (1964) [19].
- T.H. Lee, « Housing and Permanent Income : Tests Based on a Three-year Reinterview Survey » (1968) [20].
- J.N. Morgan, « Housing and Ability to Pay » (1965) [29].
- E.H. Oksanen, « Housing Demand in Canada, 1947-1962 » (1966) [31].
- J. Chung, « Analyse de la demande de logements — propriétaires : l'expérience canadienne » (1967) [4].
- M. Guillot, « Loyers et revenus des nouveaux locataires » (1964) [14].

Les neuf premières constituent probablement les analyses économétriques de la demande d'habitations les plus connues et les plus largement citées aux États-Unis. Les deux suivantes ont le mérite de constituer les seules études approfondies concernant le Canada. Finalement, l'article de Guillot se rapporte à la France. Quoique ce pays soit situé sur un continent où le marché du logement est souvent assez étroitement contrôlé, l'analyse en question tente d'évaluer ce que serait le comportement des consommateurs dans un marché plus libre.

Le but de notre travail sera d'abord d'essayer de réconcilier les résultats obtenus par les différents auteurs. Nous constaterons alors que, même dans l'hypothèse — qui est loin d'être vérifiée — où les populations considérées dans les diverses études auraient un comportement identique et où les estimations numériques obtenues seraient toutes valables, les disparités de résultats pourraient encore s'expliquer simplement par les divergences de perspectives qui existent entre les études. En d'autres mots, même si les auteurs considérés parlent tous, par exemple, de « l'élasticité de la demande d'habitations par rapport au revenu », il ne s'agit, le plus souvent, ni de la même demande, ni du même revenu ; et une fois que l'on a tenu compte des différences de définitions de la demande et du revenu, les écarts observés dans les estimations numériques s'expliquent souvent d'elles-mêmes. La même remarque vaut également pour les élasticités de prix et de taux d'intérêt.

Après cet effort de réconciliation, nous ferons tout de même la critique des diverses approches utilisées et dégagerons les principales conclusions à tirer des textes considérés.

L'article comprend quatre sections. La première section contient des remarques préliminaires sur bon nombre de points essentiels à la compréhension des considérations subséquentes ; en deuxième lieu, on trouve un essai de réconciliation ; en troisième lieu, la critique des approches ; enfin, les conclusions.

I — REMARQUES PRÉLIMINAIRES

Les remarques contenues dans cette section visent principalement à attirer l'attention du lecteur sur les distinctions à faire entre certains concepts qui, à première vue, semblent similaires. Ces distinctions seront nécessaires par la suite, pour l'interprétation des analyses économétriques.

1) *Résidence et logement.* Il est important de distinguer entre ce que nous appellerons la « résidence » et le « logement ». Le « logement » désignera dans la suite de notre texte, le bâtiment habité par le ménage, alors que la « résidence » inclura à la fois le bâtiment et le terrain sur lequel le bâtiment est situé. Par ailleurs, nous conserverons au mot « habitation » un sens vague qui peut s'appliquer aussi bien au « logement » qu'à la « résidence », dans les cas où il est inutile d'apporter plus de précisions.

La distinction entre résidence et logement se révèle importante lorsque l'on traite de la demande d'habitations, car nombre d'auteurs croient que les élasticités de la demande de logements sont inférieures aux élasticités de la demande de résidence puisque les élasticités de la demande de sites sont plus grandes que celles de la demande de bâtiments [30, p. 69]. En d'autres mots, lorsque, par exemple, un ménage devient plus fortuné, il aurait sans doute tendance à habiter dans un logement plus confortable, mais il tiendrait surtout à demeurer dans un quartier plus chic, où les terrains sont en général plus coûteux.

2) *Valeur de la résidence et coût d'habitation.* Dans le cas des ménages qui sont propriétaires de leur habitation, il est important de distinguer entre le coût d'habitation et la valeur de la résidence. Le coût d'habitation comprend l'intérêt sur la valeur de la propriété et la dépréciation du bâtiment, mais il inclut également

les taxes et les dépenses courantes d'entretien². Comme le coût des taxes, de la dépréciation et de l'entretien varient assez considérablement d'une habitation à l'autre, à l'intérieur d'une même région ou d'un même pays, il n'existe probablement qu'une corrélation assez imparfaite entre la valeur des résidences et leur coût d'utilisation. Effectivement, selon la théorie économique, deux maisons qui rendent les mêmes services réels de logement mais qui sont situées dans deux municipalités où, par exemple, le niveau de taxes diffère sensiblement, devraient normalement avoir des valeurs différentes, de façon à égaliser leurs coûts totaux d'utilisation.

3) *Quantité et qualité des logements.* Certains auteurs [30, p. 67 ; 33, p. 160] distinguent également entre la demande pour la quantité d'habitations et la demande pour la qualité des habitations. Ces auteurs font, en effet, remarquer que le changement annuel observé dans la valeur réelle du stock d'habitations d'une région se compose, d'une part, d'une variation du nombre des habitations et, d'autre part, d'un changement dans la qualité moyenne des habitations. On aurait également tendance à croire que les élasticité-qualités seraient plus grandes, en valeur absolue, que les élasticité-quantités. Les élasticité-composites qui incluent à la fois la qualité et la quantité se situeraient évidemment entre les deux précédentes.

4) *Quantité et qualité des pièces.* Il va sans dire que l'on doit également faire la distinction, dans la valeur réelle globale d'un logement, entre le nombre de pièces qu'il contient et la valeur moyenne de ces pièces. On peut s'attendre ici également à ce que, pour les ménages, l'élasticité de la demande concernant la valeur moyenne réelle des pièces, qui mesure en quelque sorte la qualité des pièces, soit plus grande que l'élasticité de la demande pour le nombre de pièces³. Par exemple, un ménage dont le revenu est deux fois plus élevé que celui d'un autre ménage du même type, dépensera peut-être, disons deux fois plus pour se loger, mais son loge-

2. Les taxes mentionnées ici sont principalement les taxes municipales et scolaires. Si l'on s'en tient à la définition des Nations-Unies, le coût d'habitation (la « dépense de logement », selon les termes de l'O.N.U.) ne comprend pas la taxe d'eau. Les dépenses de chauffage sont également exclues. Voir M. Baise [1, p. 9].

3. Dans les cas où il risque d'y avoir ambiguïté, on distinguera les élasticité-quantités et les élasticité-qualités dont il s'agit dans ce paragraphe, de celles mentionnées au paragraphe 3, en spécifiant qu'il s'agit d'élasticité de la demande de pièces, par opposition aux élasticité de la demande de logements.

ment n'aura probablement pas, en général, deux fois plus de pièces. Ce sera surtout la valeur moyenne des pièces qui aura augmenté.

5) *Elasticités de stock et élasticités de flux.* On doit aussi tenir compte de la différence qui existe entre les élasticités de stock et les élasticités de flux. Les élasticités de flux sont des élasticités qui se rapportent aux variations de la demande de stock. Par exemple, si on désigne le stock de logements disponibles au temps t par S_t , l'accroissement de stock observé pendant l'unité de temps par ΔS_t et le revenu personnel disponible par R_t , l'élasticité de stock sera égale à :

$$\frac{d S_t}{d R_t} \frac{R_t}{S_t},$$

alors que l'élasticité de flux sera donnée par :

$$\frac{d \Delta S_t}{d R_t} \frac{R_t}{\Delta S_t} = \frac{d S_t}{d R_t} \frac{R_t}{\Delta S_t}.$$

Comme les deux élasticités considérées ne contiennent essentiellement qu'un seul élément différent au dénominateur, à savoir S_t dans le cas de l'élasticité de stock et ΔS_t pour l'élasticité de flux, et comme par ailleurs, ΔS_t est inmanquablement plus petit que S_t , les élasticités de flux sont évidemment toujours supérieures aux élasticités de stock correspondantes.

6) *Élasticités de longue et de courte période.* Il semble que les effets d'un changement de revenu, de prix ou de taux d'intérêt sur la demande de logements s'étendent en général sur plusieurs années. Par exemple, une augmentation de 1 p.c. du revenu moyen, au cours de l'année t , pourra provoquer une hausse de 0.5 p.c. dans la demande de stock pendant la première année, de 0.4 p.c. au cours de la deuxième année et, finalement, 0.3 p.c. la troisième année ; on dira alors que l'élasticité de courte période est de 0.5 et l'élasticité de longue période est de : $0.5 + 0.4 + 0.3 = 1.2$. L'élasticité de longue période représente en fait l'ajustement au niveau désiré, en situation d'équilibre.

7) *Le revenu et ses différentes définitions.* Il est également important d'insister sur les différences qui existent dans les notions de revenu :

— on doit d'abord distinguer le revenu « courant » du revenu « permanent » [11]. Le revenu courant comprend à la fois le

revenu « permanent » et un revenu transitoire, plus ou moins important, qui peut être négatif ou positif ;

— on doit également éviter de confondre le revenu « personnel » (avant impôt) et le revenu « disponible » ;

— il faut enfin spécifier, dans les études macro-économiques, si le revenu utilisé est le revenu global, le revenu *per capita*, le revenu par famille ou le revenu par unité de consommation.

8) *Propriétaires et locataires*. Il existe indéniablement des différences marquées entre le statut de propriétaire-occupant et le statut de locataire. L'analyse de la demande d'habitations pose effectivement des problèmes différents dans le cas des propriétaires et dans celui des locataires [4, p. 68 ; 17, p. 90]. D'une part, l'analyse de la demande d'habitations par les locataires se heurte au problème particulier du montant du loyer « pur ». Souvent, les loyers contractuels incluent des services annexes au service d'habitation, comme le chauffage, la conciergerie, etc. Il faudrait donc idéalement pouvoir déduire le coût de ces services additionnels pour retrouver la valeur du loyer proprement dit.

Par ailleurs, l'analyse de la demande d'habitations par les propriétaires pose des problèmes encore beaucoup plus épineux :

a) D'abord, théoriquement, si l'on se base sur la notion économique fondamentale du coût d'opportunité, le montant du loyer imputé au propriétaire-occupant devrait être exactement égal à celui que payerait un locataire habitant le même logement.

Ce loyer est évidemment très difficile à estimer en pratique puisque, pour les raisons déjà exposées au paragraphe 2) de la présente section, le fait de connaître la valeur commerciale d'une maison, même unifamiliale, ne nous renseigne pas nécessairement de façon très précise sur le loyer qu'on peut en tirer.

b) De plus, il faudrait théoriquement imputer au propriétaire-occupant un revenu additionnel égal à celui qu'il réaliserait si son logement était loué [34, p. 63]. Dans les analyses macro-économiques où l'on se sert des comptes nationaux, ceux-ci effectuent implicitement une imputation de ce genre, mais dans les analyses basées sur les enquêtes auprès des ménages, jamais on ne tient compte du revenu en nature reçu par le propriétaire-occupant sous forme de services d'habitations. De plus, on doit penser que ce revenu en nature du propriétaire a le grand avantage de n'être pas imposable

en Amérique du Nord, puisque les lois fiscales l'ignorent également. On doit noter, finalement, que le montant du revenu net que le propriétaire-occupant réalise implicitement en se louant son propre logement au taux du marché, dépend en partie du taux d'intérêt qu'il doit payer sur son hypothèque.

c) Cependant, il faut encore remarquer que le contrat de location fictif que le propriétaire-occupant s'offre à lui-même en tant que locataire n'est pas comparable à un contrat de location standard. Ce contrat fictif contient implicitement des clauses et conditions spéciales — énumérées ci-dessous — qui font que le propriétaire-occupant devrait être prêt, en tant que locataire, à se payer une prime additionnelle qui en pratique serait probablement positive. Cette prime ne constituerait pas pour le ménage en question une dépense de loyer « pur », mais une dépense de services annexes. À cette dépense devrait enfin correspondre pour l'occupant, en tant que propriétaire, un revenu additionnel qui devrait également lui être imputé dans les analyses empiriques.

La prime additionnelle dont il est question représenterait en fait le montant net que les propriétaires occupants seraient prêts à verser (ou à réclamer, si cette prime se révélait négative) pour, d'une part, se prévaloir de certains avantages, mais aussi, d'autre part, accepter de faire certaines concessions. Ces avantages comprennent entre autres :

— le privilège en tant que locataire, de posséder une option permanente de renouvellement de bail, au prix du marché ;

— l'engagement de la part de l'occupant en tant que locataire, d'être spécialement raisonnable et compréhensif dans ses demandes de réparations ou d'améliorations, auprès de lui-même en tant que propriétaire ;

— le privilège pour un locataire d'avoir un propriétaire qui sera toujours d'accord pour effectuer les réparations ou améliorations demandées ⁴.

Les remarques qui précèdent n'ont évidemment pas pour but de suggérer une nouvelle méthode opérationnelle de calculer la prime du propriétaire-occupant. Leur but est principalement, au contraire, d'illustrer la complexité du calcul de la prime en question et par la

4. Évidemment, si ces améliorations élèvent le coût d'opportunité du loyer, le propriétaire-occupant, en tant que locataire, verra alors son loyer implicite augmenter.

même occasion, d'insister sur la différence fondamentale qui existe entre le statut de propriétaire et celui de locataire, et sur la difficulté de construire des modèles qui permettent de traiter locataires et propriétaires comme un seul groupe homogène, ainsi que le font plusieurs auteurs [19, 28, 30, 31].

9) *Conditions financières.* Il semble que les conditions financières offertes aux acheteurs éventuels de maisons puissent influencer grandement leur décision de devenir propriétaires-occupants, ainsi que la valeur de la maison qu'ils décideront d'acheter [12, pp. 464-472]. Les variables financières les plus importantes sont probablement, en plus du taux d'intérêt hypothécaire :

- le pourcentage maximal de la valeur de la résidence consenti par les prêteurs en première hypothèque,
- la plus ou moins grande facilité d'obtention des prêts hypothécaires,
- le rythme d'amortissement de l'hypothèque.

10) *Indices de prix.* Le calcul des indices de prix pose des problèmes extrêmement difficiles, dans les analyses de demande d'habitations [13, pp. 344-345]. Ces indices sont nécessaires, dans les analyses macro-économiques, pour transformer en dollars constants les valeurs courantes des stocks de logements ou des variations de stocks. Ces indices sont également utilisés, dans les mêmes études macro-économiques, comme variables indépendantes ou comme variables endogènes additionnelles.

Même dans les analyses micro-économiques qui utilisent des coupes transversales, il serait utile, semble-t-il, de se servir d'indices de prix régionaux, pour des raisons que nous exposerons plus tard⁵. Aucune des études micro-économiques considérées dans cet article n'a cependant utilisé d'indices de prix régionaux.

Les principaux problèmes que pose le calcul des indices de prix proviennent d'abord de la difficulté de déterminer quel genre d'indice correspond parfaitement à la nature de la variable dépendante utilisée [22, pp. 72-79] et ensuite de la virtuelle impossibilité de trouver les données nécessaires au calcul d'indices adéquats. Par exemple, pour représenter l'évolution du prix des loyers réels, dans une région donnée, on en sera souvent réduit à utiliser un indice du coût de construction des maisons unifamiliales. Or, d'une part, tous

5. Voir section III B, paragraphe I, p. 231.

les logements ne sont pas situés dans des maisons unifamiliales et les coûts de construction des conciergeries peuvent évoluer très différemment de ceux des maisons unifamiliales. D'autre part, les variations de prix des loyers ne sont pas toujours identiques aux variations des coûts de construction, à travers le cycle économique. On constate effectivement que ces deux séries suivent parfois, au cours des années, des évolutions qui semblent diverger sensiblement [2, pp. 77-78].

II — RÉCONCILIATION DES RÉSULTATS

Le but de cette seconde section est d'exposer les principaux résultats rapportés dans les textes que nous avons choisi d'examiner, concernant l'élasticité de la demande d'habitations. Comme la plupart de ces textes contiennent de multiples modèles, il ne sera évidemment pas possible de faire le résumé complet de chaque ouvrage. Nous devons nous contenter d'en extraire les conclusions qui nous ont paru les plus significatives. Nous constaterons alors que même si l'on faisait l'hypothèse que les observations utilisées par les divers auteurs provenaient toutes d'une même population, les divergences observées dans les résultats des différentes études peuvent facilement se justifier à la lumière des considérations faites dans la première section. En d'autres mots, même si on supposait que :

- les échantillons utilisés par les auteurs proviennent de groupes dont le comportement est identique,
 - les données employées sont toutes valables,
 - les modèles économétriques choisis sont pleinement acceptables, ainsi que les méthodes de solution qui ont été appliquées,
- on peut tout de même expliquer les principaux écarts entre les résultats numériques obtenus, en terme des distinctions précédentes.

La démarche que nous effectuerons ne doit cependant pas être interprétée comme une confirmation de la triple hypothèse mentionnée au paragraphe précédent. Au contraire, nous verrons ensuite, dans la section III, que les modèles économétriques concernés possèdent tous de graves déficiences et que les données utilisées sont souvent très imparfaites.

Nous commencerons par passer en revue les résultats des douze études retenues, qui concernent l'élasticité-revenu. Nous passerons

ensuite à l'élasticité-prix puis, enfin, à l'élasticité par rapport au taux d'intérêt.

A) L'élasticité de la demande par rapport au revenu

L'examen des résultats obtenus par les différents auteurs se fera en suivant un ordre décroissant. Nous commencerons par M. Reid qui suggère que l'élasticité-revenu se situe aux environs de 2.0 pour terminer par David qui propose des élasticités de 0.4 ou moins.

1) M. Reid [33], *Housing and Income*

Selon cet auteur, qui se base sur des coupes transversales provenant de recensements ou d'études de budgets, l'élasticité de la demande des *propriétaires* et des *locataires*⁶ pour la *qualité* du stock de leur résidence, par rapport au *revenu personnel permanent*⁷ serait de l'ordre de 2.0⁸ aux États-Unis [33, pp. 193, 370, 388].

Par ailleurs, lorsque les mêmes élasticités sont calculées en utilisant le *revenu courant* au lieu du *revenu permanent*, elles deviennent nettement plus petites que 1.0 et même, la plupart du temps, plus petites que 0.5 [33, p. 136].

Reid a également calculé des élasticités de la demande du *nombre de pièces* occupées par rapport au *revenu personnel permanent*, pour plusieurs strates de la population des États-Unis. Ces élasticités seraient toutes inférieures à 0.65, la moyenne se situant aux environs de 0.4 [33, pp. 310, 313, 348].

2) Muth [30], « The Demand for Non-Farm Housing »

Selon Muth, qui utilise des données macroéconomiques *per capita*, l'élasticité de la demande conjointe des *propriétaires* et des *locataires* pour la *qualité* des *nouveaux logements*, par rapport au *revenu personnel permanent* serait de l'ordre de 1.9 [30, pp. 67, 72]. L'élasticité de la demande des mêmes groupes concernant à la fois la *qualité* et la *quantité* du *stock désiré de logements*, par rapport au *revenu personnel permanent*, serait de l'ordre de 1.0. L'élasticité

6. L'auteur se confîne aux unités de consommation primaires.

7. Ce revenu ne contient aucune imputation de revenu additionnel pour le propriétaire-occupant.

8. Nous verrons plus loin en discutant l'article de Lee intitulé « Housing and Permanent Income... » [20] que cette estimation de Reid est probablement biaisée vers le haut. (Voir plus loin, p. 216).

de flux correspondante s'élèverait à 5.5 [30, pp. 53, 58, 72]. Par ailleurs, le coefficient d'ajustement annuel du stock serait d'environ 0.32, ce qui veut dire que la population s'ajusterait au stock d'équilibre en six ans environ [30, pp. 52, 58].

On remarque que l'élasticité-qualité calculée par Muth se compare bien à celle de Reid. On s'attendrait d'ailleurs à ce que l'élasticité de Reid soit plus élevée, puisque la demande considérée par Reid inclut les terrains, contrairement à Muth. Par ailleurs, en vertu de ce que nous avons dit auparavant, (section I, paragraphe 3, p. 208), il n'est pas étonnant que l'élasticité calculée par Muth pour la qualité et la quantité combinées, soit plus basse que les élasticités-qualités.

3) Guillot [14], « Loyers et revenus des nouveaux locataires »

L'étude de Guillot concerne la France et utilise une coupe transversale. À cause des nombreuses imperfections du marché français du logement, Guillot ne considère que des locataires récemment emménagés dans des maisons bâties après 1949, et satisfaits de leur logement. Selon cet auteur, le comportement de ce groupe reflète probablement assez bien ce que serait le comportement du locataire français sur un marché du logement moins étroitement réglementé.

Selon Guillot, l'élasticité de la demande des *locataires* salariés pour la *qualité* des services de leur *résidence*, par rapport au *revenu personnel courant*, serait de l'ordre de 0.8 à 1.0 [14, pp. 95-96].

Comme le revenu considéré par Guillot est le revenu courant, il n'est pas surprenant de constater que l'élasticité obtenue soit moins grande que l'élasticité analogue calculée par Reid en considérant le revenu permanent [7, pp. 358-359 ; 37, p. 504]. Par ailleurs, comme la population considérée par Guillot ne comprend que des salariés, la différence entre le revenu courant et le revenu permanent y est sans doute moins grande, en moyenne, que dans un univers qui contiendrait également des non-salariés. Ceci expliquerait que l'estimation obtenue par Guillot soit légèrement supérieure à celle qui a été trouvée par Reid en utilisant le revenu courant.

4) Lee [20], « Housing and Permanent Income : Tests Based on a Three-Year Reinterview Survey »

Dans cet article, Lee calcule des élasticités de la *demande* pour la *qualité* des *résidences*, par rapport au *revenu permanent disponible*.

Il trouve une élasticité d'au plus 0.89 dans le cas des propriétaires, et d'au plus 0.68 dans le cas des locataires. Les données utilisées sont des coupes transversales provenant des États-Unis; elles se rapportent aux années 1959, 1960 et 1961, les mêmes ménages ayant été interrogés pendant trois années consécutives.

Comme Lee ne dispose que des revenus observés, il considère ces revenus comme des approximations du revenu permanent affectées d'une certaine marge d'erreur. Il utilise alors pour estimer ses élasticités, la méthode des variables instrumentales. Les variables instrumentales utilisées sont en fait pour le revenu d'une année donnée, le revenu de la première ou seconde année qui précède ou qui suit.

Lee [20, p. 487] compare ses résultats avec ceux de M. Reid et fait entre autres remarquer, à juste titre croyons-nous, que les estimations de Reid sont probablement biaisées vers le haut car les calculs faits par Reid à l'aide de données groupées avaient tendance à surestimer la consommation permanente des services de résidence, lorsque cette consommation se situait à un niveau élevé et à la sous-estimer lorsque son niveau était faible. Le biais proviendrait en fait des critères de regroupement utilisés par Reid. Notons cependant que le biais contenu dans les estimations de Reid n'est peut-être pas aussi grand que Lee semble le croire, car on pourrait argumenter qu'en vertu de la grande inertie dont font preuve les ménages lorsqu'il s'agit de changer de logement, plusieurs ménages dont le revenu permanent est en croissance dépensent moins pour leur logement qu'ils ne devraient le faire pour être en situation d'équilibre. Par ailleurs, pour les ménages dont le revenu permanent est en baisse, les dépenses de logement comportent probablement très souvent une composante transitoire positive. Ces tendances auraient pour effet de contrebalancer les biais mentionnés au paragraphe précédent.

Par ailleurs nous croyons que les estimations de Lee sont elles-mêmes possiblement biaisées vers le bas. Les calculs de Lee sont faits en supposant que, pour chaque ménage, la corrélation entre les revenus transitoires de deux années successives ne dépasse pas 0.25. Personnellement, nous croyons que dans le cas du logement, comme le suggère Friedman [11, p. 208], l'horizon moyen de planification dépassé largement les trois ans suggérés par Lee [20, p. 482].

Dans un tel cas, on peut s'attendre à ce que les revenus annuels transitoires — qui sont définis comme l'écart entre le revenu observé et le revenu permanent — aient un coefficient d'autocorrélation beaucoup plus élevé que 0.25. Ce coefficient pourrait même être de l'ordre de 0.8 ou 0.9. En conséquence, l'élasticité de demande calculée par Lee pourrait être sérieusement biaisée vers le bas et la véritable élasticité pourrait bien se situer au-dessus de un, d'après les indications que nous fournit Lee lui-même [18].

5) Lee [19], « The Stock Demand Elasticities of Non-Farm Housing »

Lee utilise, dans cette étude, essentiellement les mêmes données que Muth, sauf que celles-ci sont comptabilisées par famille au lieu de l'être *per capita*, et que Lee introduit en plus des variables financières autres que les taux d'intérêt.

Lee a calculé que l'élasticité de la demande conjointe des *propriétaires* et des *locataires* pour la *quantité* et la *qualité* du *stock désiré* de *logements*, par rapport au *revenu personnel permanent* était de l'ordre de 0.8. Le coefficient d'ajustement serait par ailleurs d'environ 0.29, ce qui suppose que 90 p.c. de l'ajustement peut se faire en sept ans [19, pp. 87-88].

La différence entre les résultats de Muth et ceux de Lee s'explique principalement, semble-t-il, par l'addition de variables financières reflétant les conditions du marché hypothécaire. En général, dans la phase d'expansion du cycle, le revenu augmente et les conditions sur le marché financier sont plus favorables ; les deux effets se superposent donc pour accroître la demande de logements, et vice versa dans la phase descendante. On peut donc présumer que l'estimation de l'élasticité-revenu obtenue par Muth était biaisée vers le haut puisqu'elle attribuait implicitement au revenu une part de l'effet dû aux variables financières.

Mentionnons, enfin, qu'il n'est pas surprenant que, au moins dans le cas des propriétaires, Lee ait trouvé ici une élasticité inférieure au 0.89 rapporté dans l'article mentionné précédemment. Effectivement, l'élasticité rapportée ici concerne la quantité aussi bien que la qualité des logements, alors que l'élasticité mesurée précédemment ne concernait que la qualité des logements.

6) Mattila [28], *An Econometric Analysis of Construction*

Mattila utilise des agrégats macro-économiques globaux se rapportant aux États-Unis. Sa variable dépendante concerne la valeur de la nouvelle construction résidentielle en dollars constants. Cette valeur mesure donc l'accroissement brut du stock de résidences en quantité et en qualité. Par ailleurs, Mattila utilise entre autres comme variables indépendantes, le revenu disponible courant ainsi que l'accroissement du nombre de familles. L'accroissement du nombre de familles devrait expliquer en partie les accroissements de la quantité de logements. Par ailleurs, une partie des accroissements de la quantité de logements peut également provenir de l'augmentation du revenu des familles qui, auparavant, partageaient leur logement avec d'autres. Par conséquent, même dans un modèle comme celui de Mattila, qui tient compte de l'augmentation du nombre de familles, une partie de la variation du nombre de logements reste attribuable aux variations de revenus. On peut donc affirmer que Mattila calcule l'élasticité de flux de la demande combinée des propriétaires et des locataires pour la qualité et également, en partie, pour la quantité des logements, par rapport au revenu disponible courant. Selon cet auteur, cette élasticité serait égale à 3.3 [28, p. 69]. Comme d'une part, l'élasticité calculée par Mattila se réfère au revenu disponible qui en raison de la progressivité des impôts, croît moins rapidement que le revenu personnel et que, d'autre part, cette élasticité a un moins grand contenu quantité que l'élasticité calculée par Muth, on s'attendrait à ce que la valeur trouvée par Mattila soit supérieure au 5.5 calculé par Muth. Par ailleurs, le fait que Mattila considère le revenu courant au lieu du revenu permanent explique aisément que celui-ci ait en définitive trouvé une valeur nettement plus basse que celle de Muth.

7) Lee [18], « The Demand for Housing : A Cross-Section Analysis »

D'après cette analyse qui porte sur des ménages vivant aux États-Unis, l'élasticité de la demande des propriétaires concernant la qualité du stock de résidences, par rapport au revenu personnel courant⁹ serait d'environ 0.7. L'élasticité de flux correspondante s'élèverait à 0.9 [18, pp. 194-195].

9. Sans imputation de revenu additionnel.

Mentionnons que dans cette étude, Lee ne considère que des ménages qui se sont acheté une résidence au cours de l'année qui vient de s'écouler. Cependant, comme la plupart de ces ménages habitaient déjà auparavant dans un logement dont ils étaient les seuls occupants, soit en tant que locataires ou en tant que propriétaires, la demande étudiée par l'auteur concerne donc essentiellement la qualité et non la quantité de logements. Le revenu considéré par Lee étant le revenu courant, il n'est pas anormal qu'il ait trouvé une aussi faible élasticité de stock [7, pp. 358-359 ; 37, p. 504].

Quant à la seconde élasticité de 0.9 mentionnée par l'auteur, celui-ci a tort, à notre avis, de la qualifier d'élasticité de flux. Une véritable élasticité de flux de la demande de résidences se calculerait à partir des changements nets dans la valeur du stock de résidences possédé par tous les ménages, qu'ils soient acheteurs ou non. Or, Lee a attribué la valeur zéro aux changements de stock possédé par tous les non-acheteurs, alors qu'en vérité, ceux-ci, s'ils sont déjà propriétaires, ont tout de même pu améliorer la maison qu'ils possèdent déjà. De plus, Lee a supposé que le changement de valeur du stock possédé par les acheteurs était égal au coût de la maison nouvellement achetée, alors qu'il faudrait normalement soustraire de ce coût la valeur de la résidence possédée auparavant, s'il y a lieu. En définitive, ce que Lee calcule effectivement est une élasticité de la *valeur des achats* et il eut mieux fait de l'identifier comme telle.

8) Maisel et Winnick [25], « Family Housing Expenditures : Elusive Laws and Intrusive Variances »

Selon ces auteurs, qui ont utilisé des données provenant d'une enquête de budget faite en 1950 aux États-Unis, l'élasticité de la demande pour la *qualité du stock des résidences* (ou des services rendus par ce stock), par rapport au revenu disponible, serait pour l'ensemble de la population des États-Unis, d'environ 0.6. Par ailleurs, si on exclut de l'échantillon certaines familles dont le comportement, en matière de dépenses de logement, n'est pas représentatif (par exemple, les familles dont le chef est âgé de plus de 64 ans ou est de race autre que de race blanche, etc.), cette élasticité tombe à 0.4 environ.

Étant donné que Maisel et Winnick utilisent comme variable dépendante le *revenu courant*, il n'est pas étonnant que leur estimation de l'élasticité de la demande soit faible. De plus, contrairement à Lee [18] et Guillot [14], Maisel et Winnick n'ont pas restreint leur étude à l'examen exclusif des ménages en « équilibre », qui avaient acheté une résidence au cours de l'année ; Maisel et Winnick ont inclu dans leur analyse tous les ménages. Il n'est donc pas étonnant que leur estimation de l'élasticité de la demande soit moins élevée que celle de Lee [18]. En effet, on peut penser qu'en général, à chaque instant, la plupart des ménages détiennent un stock de logements qui est différent de leur « stock désiré », à cause de la désutilité associée aux déménagements trop fréquents. Par ailleurs, comme le revenu moyen par famille a eu tendance à croître au cours de la période 1940-1950, on peut s'attendre à ce que, en moyenne, il y ait eu en 1950 plus de ménages pour lesquels le « stock désiré » de logements était plus grand que le stock détenu, que de ménages étant dans la situation inverse.

9) E.H. Oksanen [31], « Housing Demand in Canada, 1947 to 1962 : Some Preliminary Experimentation »

Selon cet auteur qui, comme Lee [19], a utilisé la famille comme unité de consommation, l'élasticité de la demande des *propriétaires* et des *locataires* pour la *qualité et la quantité* du *stock désiré de logements*, par rapport au *revenu personnel moyen des trois années précédentes*, serait de l'ordre de 0.5 au Canada. L'élasticité-flux correspondante se situerait aux environs de 2.4 [31, p. 313]. Par ailleurs, le coefficient d'ajustement serait de l'ordre de 0.23, ce qui implique que 90 p.c. de l'ajustement au niveau d'équilibre peut se réaliser en 9 ans [31, p. 315].

Le fait qu'Oksanen utilise un concept de revenu qui se situe entre le revenu courant et le revenu « permanent » explique en partie les faibles valeurs trouvées par l'auteur¹⁰. De plus, la technique d'estimation des moindres carrés classiques, finalement adoptée par l'auteur après d'autres essais infructueux, ne tient aucunement

10. Le calcul du revenu permanent implique une moyenne pondérée du revenu des 17 dernières années (incluant l'année courante), avec une pondération globale de 0.301 attribuée aux 14 années négligées par Oksanen (31, p. 306), qui n'utilise que les trois plus récentes années.

compte des problèmes d'identification posés par le modèle économétrique utilisé. En effet, la variable dépendante de la régression se rapporte aux dépenses globales de la construction, alors que le revenu personnel global ainsi que le coût de construction apparaissent parmi les variables indépendantes. Le fait de traiter le revenu comme une variable exogène alors qu'il est endogène, a sans doute affecté l'estimateur de l'élasticité-revenu d'un biais vers zéro [15, p. 150 ; 26, p. 338]. De tous les auteurs mentionnés dans cet article et qui ont utilisé une approche macro-économique, Oksanen est le seul à livrer des résultats finals non corrigés, au moins partiellement, pour le biais en question.

10) Morgan [29], « Housing and Ability to Pay »

Morgan utilise une coupe transversale et trouve qu'aux États-Unis, l'élasticité de la demande des *propriétaires* pour la *qualité* du stock de résidences par rapport au *revenu personnel courant* (sans revenu additionnel imputé), est en moyenne d'environ 0.4. En fait, Morgan étudie séparément le comportement de plusieurs sous-populations et trouve des élasticités assez diverses mais toujours inférieures à 0.75 [29, p. 292].

L'élasticité de la demande des *locataires* pour la *qualité* des services de leur *résidence* par rapport au *revenu personnel courant*, serait également, en moyenne, de l'ordre de 0.4. Cette élasticité serait effectivement inférieure à 0.6 pour toutes les sous-populations considérées [29, p. 295]. Ces résultats corroborent parfaitement ceux de Reid [33]. Par ailleurs, les élasticités trouvées par Guillot [14], Lee [18], Maisel et Winnick [25] sont un peu plus élevées que l'élasticité moyenne suggérée par Morgan. Il faut cependant remarquer que Lee et Guillot ne considéraient tous les deux que des ménages récemment emménagés qui étaient donc probablement des consommateurs en équilibre, alors qu'une bonne partie des ménages utilisés par Morgan représentaient sans doute des ménages en déséquilibre qui disposaient d'un stock d'habitation inférieur au stock désiré [40, p. 240 ; 14, p. 95]. Par ailleurs, Maisel et Winnick font remarquer que s'ils excluent de leur échantillon certains groupes de ménages non représentatifs — dont une partie sont, en fait, exclus de l'étude de Morgan — l'élasticité qu'ils ont calculée tombe à 0.43.

11) Chung [4], « L'analyse de la demande de logements-propriétaires : l'expérience canadienne »

Chung a calculé qu'au Canada, la demande des *propriétaires* pour la *quantité globale d'habitations désirée* par rapport au *revenu personnel permanent per capita*, possédait une élasticité de stock de 0.4 environ [4, p. 79].

Le coefficient d'ajustement s'élèverait à 0.21 et impliquerait un ajustement de 90 p.c. en 9 ans [4, p. 78]. Comme Chung ne considère que les variations dans la quantité de logements, ses résultats s'expliquent d'eux-mêmes, en vertu des remarques déjà faites au paragraphe 3 de la section I.

12) David [6], *Family Composition and Consumption*

L'étude de David porte sur les États-Unis et utilise des coupes transversales analogues à celles de Lee [18] et Morgan [29]. David distingue, dans ce que nous avons appelé la demande pour la qualité des logements, la demande pour le nombre de pièces et la demande pour la qualité moyenne des pièces¹¹. Il trouve que, tant pour les *propriétaires* que pour les *locataires*, l'élasticité de la demande du *nombre de pièces* par rapport au *revenu disponible courant* est de l'ordre de 0.13 [6, pp. 59, 68]. Par ailleurs, l'élasticité correspondante concernant la *qualité* des pièces, serait d'environ 0.37 pour les propriétaires et 0.24 pour les locataires [6, pp. 64, 73].

Le fait que David utilise la notion de revenu « disponible » au lieu de celle de revenu « personnel » devrait tendre à augmenter la valeur des élasticité trouvées par David. Par ailleurs, comme cet auteur utilise le revenu courant, il est normal qu'il trouve des élasticité très basses, même lorsqu'il s'agit de la qualité des pièces.

Disons d'abord qu'en ce qui a trait au nombre de pièces, les résultats de David corroborent parfaitement ceux de Reid. En effet, Reid trouve une élasticité de la demande pour le nombre de pièces par rapport au *revenu permanent* d'environ 0.4 [33, p. 348]. L'élasticité par rapport au revenu courant doit évidemment être plus basse.

Par ailleurs, pour les élasticité relatives à la qualité des pièces, on se serait attendu cependant à ce que les élasticité calculées par David soient plus élevées que celles qui ont été trouvées par Lee

11. Voir section I, paragraphe 4, p. 208.

[18] et Guillot [14], puisque ces dernières concernent simultanément le nombre et la qualité des pièces du logement, alors que les élasticités de David ne se rapportent qu'à la qualité. Par contre, il faut noter qu'ici, comme dans le cas de Morgan [29] et celui de Maisel et Winnick [25], David considère tous les propriétaires alors que Lee [18] et Guillot [14] ne considèrent que ceux qui sont en « équilibre ». D'autre part, les résultats de David ne sont pas tellement différents de ceux de Morgan ainsi que de ceux de Maisel et Winnick.

Enfin, notons que, si l'on en croit les expériences rapportées par Reid [33, pp. 48, 161 et 350], le fait que David trouve une élasticité plus grande pour les propriétaires que pour les locataires, pourrait s'expliquer par le fait que les estimations de David sont basées sur l'année 1955 et qu'alors le marché des logements à louer se ressentait peut-être encore des effets du contrôle des loyers, qui n'a effectivement pris fin aux États-Unis que vers 1950.

B) *L'élasticité par rapport au prix*

Seuls les auteurs qui ont adopté une approche macro-économique et qui se sont servis des séries chronologiques, ont estimé une élasticité-prix. Comme dans le cas de l'élasticité-revenu, nous examinerons les résultats des auteurs en suivant l'ordre des valeurs numériques obtenues. Cependant, comme cette fois la plupart des coefficients sont négatifs, nous suivrons l'ordre croissant des valeurs algébriques.

1) Lee [19], « The Stock Demand Elasticities of Non-Farm Housing »

Selon Lee, l'élasticité de la demande des *propriétaires* et des *locataires*, à la fois pour la *quantité* et la *qualité* du *stock désiré de logements*, par rapport au *prix*, serait égale à -1.5 [19, p. 88]. Notons que l'indice de prix utilisé par Lee est en fait un indice des coûts de construction résidentielle, ce qui n'est pas entièrement satisfaisant comme on l'a déjà fait remarquer plus haut, au paragraphe 10 de la section I. Remarquons également que l'auteur ne s'est pas préoccupé de dégonfler son indice de prix du logement par un indice général des prix, ce qui aurait été plus conforme à la théo-

rie économique. En effet, celle-ci nous enseigne que ce sont les variations de prix relatifs qui devraient normalement influencer le comportement des agents économiques.

2) Muth [30], « The Demand for Non-Farm Housing »

D'après Muth, l'élasticité dont nous avons parlé au paragraphe précédent serait plus petite, en valeur absolue, puisqu'elle se situerait aux environs de -1.0 . L'élasticité de flux correspondante s'élèverait à environ -5.5 . [30, pp. 53, 58].

Il semble que dans le cas de Muth, le fait d'avoir omis les variables financières utilisées par Lee et principalement le pourcentage maximal consenti en première hypothèque, ait contribué à biaiser l'estimation du coefficient de prix vers zéro. En effet, historiquement, pendant la période considérée par Muth et Lee (1915-1941), il semble y avoir eu une forte corrélation positive entre les coûts de construction résidentielle et le pourcentage en question [19, pp. 85-87]. D'ailleurs, on s'attendrait normalement à ce qu'une telle corrélation existe puisque, effectivement, en phase d'expansion cyclique, les prix montent alors que le marché financier tend à être plus libéral, et vice versa. Par conséquent, le fait pour Muth d'omettre cette variable financière qui est corréliée au mouvement du prix des logements mais dont l'action va en sens contraire, devrait entraîner une sous-estimation de l'effet du prix sur la demande.

Muth trouve également une élasticité-prix de la demande pour la *qualité des nouveaux logements* égale à -1.2 [30, pp. 67-73]. Ce résultat s'accorde avec les considérations que nous avons faites dans la section I, paragraphe 3).

3) Chung [4], « L'analyse de la demande de logements-proprétaires ; l'expérience canadienne ».

Chung, pour sa part, suggère que l'élasticité de *stock désiré* de la demande des propriétaires, relative à la *quantité* d'habitations, par rapport au *prix relatif*, a une valeur d'environ -0.8 [4, pp. 76, 79]. L'indice de prix relatif utilisé par Chung est le rapport de l'indice du coût réel de la construction des maisons unifamiliales à l'indice du coût des loyers. Le phénomène que Chung mesure, en fait, par cette variable est donc l'intérêt relatif qu'il y a à devenir propriétaire au lieu de demeurer locataire. Comme l'occupation d'un logement

en tant que propriétaire et son occupation en tant que locataire constituent des comportements hautement substituables, il n'est pas étonnant que l'élasticité trouvée par Chung soit relativement élevée, même s'il ne s'agit que d'une élasticité-quantité.

4) Mattila [28], *An Econometric Analysis of Construction*

La variable de prix utilisée par Mattila ressemble étroitement à celle de Chung puisqu'elle représente le prix relatif des loyers par rapport au coût de construction résidentielle. Évidemment, plus ce prix relatif est élevé, plus il devient intéressant pour les investisseurs de bâtir des logements, que ce soit pour les occuper eux-mêmes ou pour les louer. On s'attend donc à ce que le coefficient de cette variable soit positif. Effectivement, d'après Mattila l'élasticité de flux de la demande des propriétaires et des locataires pour la qualité et, en partie, pour la quantité des logements, par rapport au prix relatif tel que défini par l'auteur, serait de l'ordre de 3.7 [28, p. 69].

Quoique Mattila ait eu l'intention de calculer une élasticité semblable à celles de Muth et Lee, comme la variable prix utilisée par Mattila ne constitue pas une mesure adéquate des variations de coût des logements à la fois pour les propriétaires et les locataires, le résultat obtenu par cet auteur n'est aucunement comparable à ceux des deux autres.

5) Oksanen [31], « Housing Demand in Canada, 1947 to 1962 : Some Preliminary Experimentation »

Oksanen a également introduit une variable prix dans son équation, mais le coefficient obtenu était positif alors qu'il aurait dû être négatif. Ce résultat inattendu pourrait peut-être provenir du fait qu'Oksanen n'a pas essayé de corriger ses résultats finals pour les biais dus aux problèmes d'identification.

C) *L'élasticité par rapport au taux d'intérêt*

Seuls les auteurs qui ont calculé une élasticité-prix ont également estimé l'élasticité par rapport au taux d'intérêt. L'ordre suivi sera encore une fois l'ordre croissant des valeurs obtenues, sauf dans le cas des résultats de Chung qui présentent certaines ambiguïtés et qui seront traités en dernier.

1) Lee [19], « The Stock Demand Elasticities of Non-Farm Housing »

Selon Lee, l'élasticité de la demande des *propriétaires* et des *locataires*, pour la *quantité* et la *qualité* du *stock désiré de logements*, par rapport aux *charges d'intérêt* est de l'ordre de -0.25 [19, p. 88]. Il faut souligner que la variable concernant les « charges d'intérêt » est évaluée par Lee en prenant le produit du taux d'intérêt par la durée moyenne des prêts hypothécaires. La justification apportée par Lee à l'utilisation d'une telle variable semble d'ailleurs assez discutable. De fait, on ne voit pas très bien pourquoi l'allongement de la durée des prêts hypothécaires consentis, même s'il s'agit de prêts simples, sans remise progressive de capital, découragerait la demande de nouveaux logements, comme paraît l'indiquer le modèle adopté par Lee. Il semble au contraire que le fait d'allonger la période de temps dont les acheteurs disposent pour amasser le montant de l'hypothèque à rembourser, devrait plutôt encourager la demande de logements. En effet, d'une part, certains ménages qui n'auraient pu s'engager à remettre le montant de l'hypothèque après un nombre d'années donné, seront peut-être prêts à accepter de remettre ce même montant après une période plus longue. D'autre part, les acheteurs qui prévoient pouvoir amasser le capital requis dans un laps de temps plus court, peuvent toujours prêter temporairement la somme accumulée prématurément et utiliser le fruit de leur placement pour acquitter au moins une bonne partie des intérêts annuels à payer sur leur emprunt hypothécaire, en attendant que celui-ci soit échu. On constate donc que, au total, l'allongement de la période du prêt hypothécaire devrait plutôt stimuler la nouvelle construction résidentielle que la décourager [13, p. 238 ; 24, p. 599-602 ; 36, p. 344].

2) Muth [30], *The Demand for Non-Farm Housing*

Pour la même élasticité, Muth trouve environ -0.13 [30, p. 49]. La différence entre le résultat de Muth et celui de Lee s'explique probablement d'une façon analogue au cas de l'élasticité-prix. Cette fois, il semble y avoir une corrélation positive entre les taux ou les charges d'intérêt et les indices de facilité de crédit. Pour l'élasticité de *flux*, Muth obtient -0.8 . Muth a également calculé une élasticité

de la demande pour la *qualité du stock de logements*. Cette élasticité se situerait aux environs de -0.5 [30, p. 67].

3) Oksanen [31], « Housing Demand in Canada, 1947 to 1962 : Some Preliminary Experimentation »

Oksanen, de son côté, suggère que l'élasticité de la demande des *propriétaires et des locataires pour la qualité et la quantité du stock désiré de logements*, par rapport au *taux d'intérêt*, serait de l'ordre de -0.07 . Ce résultat s'explique sans doute par le biais dû au problème d'identification et par le fait qu'Oksanen a employé une notion de revenu qui se rapproche plutôt du revenu courant. La valeur obtenue par Oksanen s'accorde cependant avec certains calculs effectués par Muth, où celui-ci avait estimé des élasticités à partir d'un modèle basé sur le revenu courant et avait trouvé une élasticité par rapport au *taux d'intérêt* de -0.003 [30, p. 55]. Cependant, Muth rejette ensuite ce résultat, en arguant que le calcul des élasticités de la demande de logements doit se fonder sur le revenu normal et non sur le revenu courant.

4) Mattila [28], *An Econometric Analysis of Construction*

Mattila n'a pas introduit de *taux d'intérêt* dans l'équation de demande de logements de son modèle principal, dont les paramètres sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance à information limitée. L'auteur utilise cependant un *taux d'intérêt* ou, plus précisément, le rapport du *taux d'intérêt hypothécaire* sur le produit de la durée moyenne des hypothèques et du pourcentage maximal consenti en première hypothèque, mais il n'utilise cette nouvelle variable que dans une formulation alternative de l'équation de demande de logements, dont il estime les paramètres par les moindres carrés ordinaires [28, p. 76]. Selon l'auteur, cette variable composite aurait normalement dû avoir un coefficient négatif ; or, Mattila trouve une valeur positive, quoique non significativement différente de zéro. Les piètres résultats obtenus par Mattila dans cette régression s'expliquent sans doute en partie par l'utilisation des moindres carrés classiques dans un cas où se pose le problème d'identification. De plus, comme le fait remarquer Mattila lui-même, la variable utilisée est assez fortement corrélée à deux autres variables indépendantes de la même équation. Comme, par ailleurs, l'auteur ne dis-

pose que de vingt-deux observations pour effectuer la régression, on comprend qu'il n'obtienne que des estimations relativement peu fiables.

5) Chung [4], « L'analyse de la demande de logements-proprétaires ; l'expérience canadienne »

Les résultats de Chung en ce qui concerne le taux d'intérêt sont plus difficiles à analyser parce qu'il emploie deux taux différents dans la même équation. D'une part, Chung se sert du taux d'intérêt des prêts hypothécaires de la Société centrale d'Hypothèques et de Logement et, d'autre part, il utilise la différence entre ce même taux et celui des obligations industrielles. On s'attend évidemment à ce que le coefficient de la première variable soit négatif. Quant à la seconde variable, elle a théoriquement comme fonction de représenter l'abondance de l'offre de capitaux sur le marché hypothécaire ; on s'attend donc à ce que son coefficient soit positif.

Les paramètres estimés par Chung ont effectivement les signes prévus. De plus, l'élasticité-quantité de la demande des *propriétaires* pour le stock désiré d'habitations, par rapport à la première variable, s'élève à -0.7 [4, pp. 76, 79]. Si on compare cette élasticité à celles qui ont été trouvées par Muth et Lee, elle semble fort élevée, étant donné qu'elle ne concerne que la quantité d'habitations.

Cependant, on doit remarquer qu'il serait possible de récrire l'équation utilisée par Chung en prenant comme première variable le taux d'intérêt hypothécaire et, comme seconde variable, uniquement le taux d'intérêt sur les obligations. Cette nouvelle formulation qui serait statistiquement équivalente à la première, nous donnerait vraisemblablement, si l'on se fie aux indications fragmentaires contenues dans l'article concerné, une élasticité de la demande par rapport au taux d'intérêt hypothécaire sensiblement plus petite, et donc plus conforme aux résultats attendus.

III — CONSIDÉRATIONS CRITIQUES

Le fait que nous ayons pu établir une certaine cohérence à travers les résultats des différents auteurs considérés, suggère que ces résultats possèdent probablement quelque validité. Il n'en demeure pas moins que toutes les études que nous avons analysées, sans exception, possèdent à notre avis, des déficiences si graves qu'il faut

en conclure que l'on connaît encore très mal le comportement des ménages en matière d'achat et de location d'habitations. Les considérations qui suivent nous permettront d'étayer cette affirmation.

A) *Considérations générales*

1) *Dépenses de transport.* Aucune des études considérées, qu'elle soit micro ou macro-économique, n'a tenté de tenir compte des dépenses encourues par les ménages pour le transport journalier. Or, on sait que dans les décisions budgétaires des ménages, les dépenses de transport et d'habitations apparaissent souvent comme d'étroits substituts. Dans les zones urbaines, par exemple, les ménages dont les membres travaillent dans le centre-ville ont le choix entre payer plus cher de loyer et vivre à plus grande proximité du centre-ville, ou payer moins cher pour le logement, être plus éloignés et alors, dépenser davantage (en argent et en temps) pour le transport.

2) *Ameublement et autres dépenses connexes.* Les dépenses d'ameublement ainsi que les autres dépenses connexes aux dépenses de logement proprement dites, comme les dépenses de chauffage, constituent des coûts complémentaires dont les variations devraient également être prises en ligne de compte, dans une étude de la demande d'habitations.

3) *Dépenses de résidence à l'extérieur du domicile.* Les dépenses effectuées par les ménages pour les voyages, les séjours dans les hôtels, la location de chalets d'été, se substituent souvent aux dépenses d'habitation du domicile principal. Il semblerait donc également souhaitable d'introduire ces variables, qui prennent de plus en plus d'importance dans nos sociétés [41, p. 89].

4) *Définition du revenu.* Il semble que le concept du revenu « permanent » soit particulièrement bien approprié à l'analyse des dépenses d'habitation. En effet, comme les décisions relatives aux dépenses d'habitation concernent des sommes assez importantes et ont, en général, des effets relativement durables, il est raisonnable de croire que pour effectuer ces choix, les ménages se basent davantage sur le niveau moyen de leur revenu, que sur ses variations passagères. Par ailleurs, le consommateur rationnel tiendra compte, évidemment, des impôts qu'il doit payer sur son revenu personnel et prendra donc ses décisions en fonction de son revenu permanent disponible. Finalement, comme un logement est nécessairement un

bien de consommation collectif, commun à tous les membres d'une même famille (ou plus précisément d'une même unité de consommation), on peut s'attendre à ce que les dépenses d'habitation dépendent davantage du revenu de l'unité de consommation que du revenu *per capita*. Pour résumer, il semble donc que le concept du « revenu permanent disponible par unité de consommation » soit le concept de revenu le plus approprié, dans le cas qui nous concerne.

5) *Richesse des ménages*. On peut s'attendre à priori à ce que la richesse des ménages influe également sur leur choix d'une habitation.

6) *Propriétaires et locataires*. Le phénomène du passage d'une unité de consommation du statut de locataire au statut de propriétaire (et vice versa) mériterait d'être étudié plus en profondeur. Certaines des analyses que nous avons considérées étudient séparément le comportement des locataires et celui des propriétaires, alors que d'autres ouvrages tentent d'examiner simultanément le comportement des deux groupes, mais aucun auteur n'a tenté d'identifier les variables qui conditionnent le passage d'un groupe à l'autre. Même l'article de Lee [18] qui utilise une coupe transversale pour étudier les achats de maisons unifamiliales, ne donne aucun renseignement sur le sujet qui nous occupe, puisque l'auteur n'a fait que constater que la probabilité d'acheter une maison était plus élevée chez les ménages qui n'en possédaient pas déjà, que chez ceux qui étaient propriétaires auparavant.

7) *Uniformisation des données relatives aux propriétaires et aux locataires*. Dans les études qui tentent de réunir les propriétaires et les locataires en une même classe, la question d'uniformisation des définitions de « dépenses de logement », « prix du loyer » et « revenu », pose des problèmes extrêmement difficiles et qui sont souvent ignorés. Comme on l'a déjà souligné au paragraphe 8 de la section I, le revenu de propriété que l'on devrait théoriquement imputer au propriétaire-occupant est très difficile à estimer, en pratique. Par ailleurs, pour évaluer les dépenses d'habitation des propriétaires, on se contentera souvent de prendre un pourcentage fixe de la valeur de la résidence, comme l'a fait M. Reid par exemple, sans se soucier d'attirer l'attention du lecteur sur l'importance des mar-

ges d'erreurs que peut comporter un tel procédé, pour les raisons déjà exposées dans la section I, paragraphe 2. Finalement, on utilisera souvent l'indice du coût de construction des maisons unifamiliales pour mesurer les variations du prix des services d'habitation, alors que l'évolution de cet indice n'est pas nécessairement parallèle aux mouvements du coût des maisons d'appartements ou à ceux du prix des loyers.

8) *Le calcul des élasticités.* On doit également remarquer que les élasticités calculées par la plupart des auteurs sont basées sur des équations linéaires. Les élasticités rapportées sont en général celles qui correspondent aux valeurs moyennes des variables. Il serait peut-être utile pour faciliter les comparaisons et les rendre plus significatives, que les auteurs mesurent les élasticités impliquées par leurs résultats, pour différentes valeurs des variables concernées.

B) *Considérations d'ordre micro-économique*

1) *Différences régionales.* Les coupes transversales utilisées dans les analyses micro-économiques considérées dans cet article, couvrent des régions aussi vastes que l'ensemble des États-Unis, du Canada ou de la France. Si l'on prend l'exemple du Canada, on peut évidemment s'attendre à ce que les différences de mode de vie qui caractérisent les habitants de Terre-Neuve par rapport à ceux de la Colombie-Britannique, impliquent des échelles de préférence nettement dissemblables, en matière de logement. De plus, les dépenses connexes au logement, par exemple les dépenses de chauffage, diffèrent sensiblement en fonction du climat. Les codes qui régissent la construction résidentielle, changent également selon la province et même selon la municipalité.

Les coûts relatifs de construction, les prix des terrains ainsi que la nature des rapports entre l'offre et la demande de logements varient également d'une région à l'autre.

Les études d'élasticité de la demande d'habitations faites à l'aide de coupes transversales de dimension nationale devraient donc tenter d'éliminer les différences régionales en introduisant des variables spéciales à cet effet. Autrement, si les différences proprement régionales sont corrélées aux variables économiques telles que le revenu, le prix ou le taux d'intérêt, on obtient nécessairement des

résultats biaisés et peut-être totalement erronés. En fait, on ne doit jamais oublier que le marché du logement est essentiellement un marché local.

Ici encore, même si les auteurs qui utilisent des coupes transversales sont incapables d'introduire toutes les variables régionales souhaitables, faute de données disponibles ou faute de ressources pour les compiler, on pourrait au moins souhaiter qu'ils fassent voir au lecteur qu'ils sont conscients des limitations de leurs analyses.

2) *Imputation de revenu aux propriétaires-occupants.* Ainsi que nous l'avons déjà mentionné dans la section I, il serait logique d'imputer aux propriétaires-occupants, un revenu de propriété qui s'ajouterait au revenu déclaré. Ce revenu de propriété a même, dans la plupart des pays d'Amérique et d'Europe de l'Ouest, le grand avantage de ne pas être imposable. En général cependant, les analyses basées sur les budgets des ménages négligent de faire cette imputation et les études concernant les dépenses de logement ne font pas exception à cette règle.

3) *Inertie des ménages.* On remarque qu'en général les ménages font preuve d'une grande inertie en ce qui concerne le changement de logement. Cette inertie est déjà notable chez les locataires, mais elle est encore plus prononcée chez les propriétaires. En vertu de cette répugnance au déménagement, on peut présumer que beaucoup de ménages habitent présentement des logements qui ne correspondent plus exactement à leurs désirs [40, p. 240 ; 14, p. 95], mais que l'écart qui existe entre la satisfaction que leur procure leur logement actuel et celle que leur procurerait le logement désiré, n'est pas assez grand pour briser leur seuil de réaction et les inciter à déménager.

Dans les analyses macro-économiques, on a tenu compte de cette inertie en utilisant des modèles à accélérateur flexible. Par ailleurs, la plupart des auteurs qui ont adopté une approche micro-économique, ignorent complètement ce problème. Parmi ceux que nous avons étudiés, seuls Guillot [14] et Lee [18] s'en sont préoccupés.

Une des raisons qui expliquent que beaucoup d'auteurs aient négligé ce phénomène important, réside sans doute dans le fait qu'on ne possédait pas, jusqu'ici, de modèle statistique adéquat pour aborder ce genre de problème. Les modèles de régression avec seuils

de réaction pourront à l'avenir, espérons-le, combler en partie cette lacune [5].

C) *Considérations d'ordre macro-économique*

1) *Logements vacants*. Il semble extrêmement important de distinguer entre la variation nette du stock de constructions résidentielles et la variation de la demande effective de logements par les ménages. L'écart entre ces deux types de variations est égal au changement dans le nombre des logements vacants. Lorsque les auteurs interprètent l'investissement net en constructions résidentielles comme une mesure de l'augmentation de la demande de logements par les ménages, ils font implicitement l'hypothèse qu'il n'existe pas de logements vacants dans l'économie ou, tout au moins, que le nombre de ces logements demeure fixe. Autrement, on pourrait évidemment envisager une situation où le stock de logements augmente en une année de 10 p.c., alors que les logements vacants passent de 2 p.c. à 8 p.c. Dans un tel cas, l'augmentation de la demande de logements par les consommateurs aurait été d'environ 3 p.c. alors que l'augmentation de la demande d'investissements nets en constructions résidentielles aurait été de 10 p.c.

Nous croyons que cette confusion entre la demande des investisseurs et celle des consommateurs constitue une des lacunes les plus graves des études faites par Muth, Lee et Oksanen. Soulignons que dans son récent article, le professeur L.B. Smith [35, p. 560] a bien fait ressortir la différence qui existe entre les deux demandes en question. Mentionnons, enfin, que les quelques statistiques partielles qui se rapportent à ce sujet, au Canada [10, p. 3 ; 38, p. 13]¹², suggèrent que le taux de logements vacants varie au cours du temps et que, par conséquent, le fait de ne pas en tenir compte dans une étude de demande de logements par les ménages peut constituer une source d'erreurs.

2) *Estimation des prix*. Comme nous l'avons déjà fait remarquer, il est nécessaire, pour faire une analyse valable, de veiller à ce que les variables utilisées comme indices de prix représentent adéquatement les variations du prix de la variable dépendante. Il sem-

12. Mentionnons également que, dans un document de travail non publié, le professeur Chung a fait une estimation approximative du pourcentage annuel des logements vacants au Canada de 1950 à 1961. Cette série complète celle que O.J. Firestone avait établie pour les années 1920-1949.

ble cependant qu'en pratique, cette condition soit très difficile à réaliser [2, pp. 77-78 ; 32, p. 375]. Par exemple, la tendance séculaire de l'indice du coût de construction résidentielle utilisé par Muth et Lee contient possiblement un biais vers le haut [30, p. 85 ; 33, p. 228]. D'autre part, pour le Canada, Oksanen a dû se contenter d'un indice du coût de construction de maisons unifamiliales, n'ayant pu trouver d'indice plus représentatif.

3) *Taxes et coût d'entretien.* Même quand on ne s'occupe que des occupants propriétaires — et à fortiori lorsqu'il s'agit de locataires — l'utilisation du coût de construction et du taux d'intérêt hypothécaire comme seuls indices de variation du coût du logement est nettement insuffisante. En effet, comme nous l'avons déjà mentionné plus haut [section I, para. 2), le coût du logement pour le propriétaire ne contient pas seulement l'intérêt sur le capital investi et la dépréciation de la maison, il comprend également le coût d'entretien et les taxes ; et ces coûts — surtout les taxes — n'ont probablement pas évolué au cours des années de la même façon que les coûts de construction ou le taux d'intérêt, ainsi que Muth lui-même le fait remarquer [30, pp. 50, 91-93].

4) *Différences régionales.* Notons également que les études macro-économiques en général, font complètement abstraction des différences régionales. On peut effectivement se demander dans quelle mesure le fait de traiter les États-Unis ou le Canada comme une unité macro-économique homogène, au point de vue de la demande de logements, ne prive pas les résultats obtenus de toute signification. Par exemple, au Canada, les différences de climat et d'environnement qui existent à travers le pays, sont tellement marquées que les coûts de construction et les dépenses connexes au logement, en particulier les dépenses d'entretien et de chauffage, varient considérablement d'une extrémité du pays à l'autre. Pour que, dans une telle situation, l'analyse des séries chronologiques agrégées permette de conserver aux résultats un minimum de sens, il faut faire des hypothèses de stabilité [27] dans la répartition régionale des variables au cours du temps, qui ne sont rien moins qu'héroïques. Quant aux États-Unis, les différences régionales, par exemple, au point de vue climat, y sont encore plus grandes qu'au Canada.

5) *Propriétaires et locataires.* Il aurait peut-être été utile, dans les recherches sur la demande globale de logements, d'ajouter une

variable pour tenir compte des variations dans la proportion de logements habités par les propriétaires. Le caractère significatif (ou non significatif) de l'effet de cette variable aurait pu constituer un indice de l'existence (ou de l'absence) de différences de comportement entre propriétaires et locataires, en matière de demande de logements.

6) *Indice du prix des terrains.* Puisque la théorie économique nous enseigne que la demande d'un bien peut être influencée par les variations de prix des biens complémentaires, il semble qu'il serait essentiel d'introduire dans toute équation de demande globale de logements, un indice des variations des prix des terrains. Les terrains sont, en effet, par rapport aux logements, des biens complémentaires par excellence. Il faut cependant admettre que l'estimation d'un indice des prix des terrains poserait de sérieux problèmes à la fois conceptuels et empiriques.

7) *Problèmes d'identification.* L'analyse macro-économique de la demande de logements pose nécessairement de sérieux problèmes d'identification. En effet, il est évident que si la demande de logements est influencée par les variations du revenu disponible, du prix des logements et des taux d'intérêt, il ne fait pas de doute également que ces trois variables à leur tour sont influencées simultanément par la demande de logements. Il semble donc que la meilleure façon d'analyser économétriquement la demande de logements, au niveau macro-économique, serait de le faire à l'aide d'un modèle à équations multiples.

Pour éviter de bâtir un tel système, Muth, Lee et Chung [4, 19, 30] ont pris la précaution de faire, en plus de la régression de la construction neuve sur le revenu, le prix et le taux d'intérêt, des régressions de chacune de ces trois dernières variables sur les autres variables de l'équation, y compris la construction nouvelle. Ces auteurs ont ensuite affirmé, en se basant sur Koopmans [16] et Lindley [21], qu'ils pouvaient de la sorte, déterminer un intervalle à l'intérieur duquel les estimateurs convergents des paramètres de la régression devraient nécessairement se trouver. À notre avis, le procédé employé par ces auteurs est plus que douteux. Cette démarche suppose en effet, entre autres, que les composantes aléatoires des différentes variables sont indépendantes entre elles. Ceci peut très bien être le cas lorsque ces composantes aléatoires représentent des

erreurs de mesure, mais il est tout à fait improbable qu'il en soit ainsi lorsque ces composantes représentent les erreurs associées à différentes équations d'un système à équations multiples. Or, si les composantes aléatoires des différentes variables sont corrélées entre elles [21, pp. 229-231], on ne peut plus rien affirmer sur les propriétés des intervalles établis par Muth, Chung et Lee.

8) *Autorégression des erreurs résiduelles*. Il est important, dans les analyses macro-économiques qui utilisent des séries chronologiques, de tenir compte, quand il y a lieu, de la présence d'autocorrélation entre les erreurs résiduelles de la régression. On sait, en effet, qu'en général la présence d'autocorrélation surestime la corrélation multiple et sous-estime les écarts-types des estimateurs des paramètres de la régression [15, pp. 187-189].

Trois des quatre études macro-économiques considérées dans cet article, semblent ne pas avoir prêté suffisamment d'attention au problème de l'autocorrélation des erreurs résiduelles. D'une part, Lee [19] Oksanen [31] et Mattila [28] obtiennent, pour leurs principales régressions, des ratios de Von Newman qui se situent dans la zone d'indétermination¹³ selon les tables de Durbin et Watson [8, pp. 173-174], et dans la zone critique, selon les tables de Theil et Nagar [39]. Il aurait donc, sans doute, été préférable que ces auteurs rejettent l'hypothèse d'absence d'autocorrélation et corrigent leurs modèles en conséquence. Par ailleurs, dans son exposé, Muth fait remarquer qu'il existe tout probablement de l'autocorrélation dans la régression qui lui permet d'estimer l'élasticité de la demande pour la qualité et la quantité du stock de logements. Muth dit même avoir essayé de corriger cette autocorrélation en transformant la régression à l'aide d'un modèle markovien du premier ordre, mais sans succès [30, p. 50]. Il s'en tient ensuite à la forme originale de la régression, sans plus se préoccuper du problème.

Le fait que Muth n'ait pas réussi à éliminer l'autocorrélation des erreurs résiduelles à l'aide du modèle markovien utilisé à cette fin, peut s'expliquer au moins de trois façons, à savoir :

1) les relations entre la variable dépendante et les variables indépendantes n'étaient peut-être pas linéaires [42]. On sait, en effet, que quand les séries chronologiques possèdent des tendances sécu-

13. À savoir 1.6 pour Lee [19, p. 87], 1.2 pour Mattila [28, p. 69] et 1.8 pour Oksanen [31, p. 312].

lares, on risque fort de confondre la présence d'autocorrélation des erreurs résiduelles avec la présence de non-linéarité ;

2) les erreurs résiduelles obéissent possiblement à un système markovien d'ordre supérieur à un ;

3) le modèle serait mal spécifié. Certaines variables importantes auraient été omises.

Le fait que Lee [19] n'ait pas rencontré de problème d'autocorrélation lorsqu'il a repris le modèle et les données de Muth en y ajoutant des variables financières, laisse penser que la troisième explication est peut-être la plus plausible.

IV — CONCLUSIONS

Les conclusions de notre analyse peuvent se résumer en quelques mots. D'une part, les études économétriques portant sur les élasticités de la demande d'habitations sont extrêmement incomplètes et insuffisantes : elles négligent nombre d'aspects importants. D'autre part, il semble tout de même que les principaux résultats obtenus jusqu'ici sont à peu près cohérents et contiennent probablement certaines informations valables.

Reprenons maintenant ces deux points plus en détail.

A) *Les insuffisances*

Les principales faiblesses observées dans les études examinées concernent les questions que nous énumérons ci-dessous. Certaines de ces faiblesses se retrouvent chez tous les auteurs ; d'autres ne se remarquent particulièrement que chez une partie des auteurs étudiés.

1) On n'a pas suffisamment tenu compte des dépenses connexes aux dépenses d'habitation.

2) Les auteurs n'ont pas assez prêté attention à l'influence des variables financières. Même ceux qui ont introduit de telles variables ne se sont pas suffisamment préoccupés de les définir de façon adéquate.

3) La plupart des auteurs n'ont pas spécifié assez clairement la nature exacte des variables utilisées et des élasticités calculées.

4) Les études micro-économiques ne tiennent pas compte de l'inertie des ménages relativement au changement de logements et au déménagement, de façon satisfaisante.

5) Malgré les remarques faites par certains auteurs sur l'absence de différences régionales [33, p. 136 ; 18, p. 196], il nous est très difficile de croire que ces différences ne sont pas importantes. Cette question semble n'avoir jamais été examinée en profondeur.

6) La plupart des auteurs ont négligé l'effet du niveau d'éducation sur le comportement des ménages. Or, comme Morgan le fait remarquer [29], il semble que le niveau de la courbe qui exprime la relation entre la demande d'habitations et le revenu, augmente avec le degré d'éducation. Comme par ailleurs, l'éducation et le revenu sont positivement corréliés, la négligence du facteur éducation peut ainsi nous faire surestimer l'élasticité-revenu.

7) Certaines des analyses macro-économiques considérées portent sur la période 1915-1941 [19 ; 30, p. 47]. On est en droit de se demander dans quelle mesure il est prudent d'inférer que les paramètres estimés à partir d'un tel échantillon reflètent adéquatement le comportement actuel des ménages. Quels changements se sont produits depuis 1941, dans les goûts, les habitudes, l'éventail des biens disponibles ? Ces changements n'ont-ils pas influencé les préférences des ménages en matière d'habitation ?

B) *Les principaux résultats*

Pour le lecteur optimiste qui pense tout de même pouvoir tirer quelques enseignements valables des études économétriques examinées, rappelons tout de même que les résultats obtenus suggèrent principalement les conclusions suivantes :

1) Le concept de revenu « permanent » semble convenir particulièrement bien à l'analyse de la détermination de la demande d'habitations. En effet, comme l'achat d'une maison ou même simplement la location d'un logement sont des décisions qui impliquent des sommes importantes et dont les effets se répercutent en général sur plusieurs années, il est normal que les ménages basent ces décisions sur leurs revenus moyens attendus et fassent abstraction des gains ou pertes momentanées.

2) L'élasticité de la demande des propriétaires pour la qualité du stock de leur résidence, par rapport au revenu personnel permanent, semble se situer entre 1.0 et 2.0 et peut-être plus près de 1.0 que de 2.0. L'élasticité correspondante des locataires serait aussi du même ordre de grandeur.

3) L'élasticité de la demande des propriétaires et des locataires pour la qualité et la quantité du stock de logements désirés, par rapport au revenu personnel permanent, serait inférieure à 1.0, soit de l'ordre de 0.8 environ.

Ce résultat est probablement le plus important, car cette élasticité est celle que l'on doit utiliser pour projeter la demande de constructions domiciliaires, à moyen et à long terme.

4) L'élasticité-prix correspondant à l'élasticité-revenu définie en 3), se situerait aux environs de -1.5.

5) Le taux d'intérêt ne semble pas influencer grandement la demande de logements, en longue période. L'élasticité du stock de logements désirés par rapport au taux d'intérêt semble être très proche de zéro.

6) La demande pour la quantité de logements désirés par rapport au revenu personnel permanent possède une élasticité de stock de l'ordre de 0.5.

7) Dans tous les cas, l'ajustement au stock d'équilibre est relativement lent puisqu'on doit compter six ou sept ans pour accomplir environ 90 p.c. de l'ajustement désiré.

Terminons enfin en insistant sur l'urgente nécessité de procéder à des enquêtes socio-économiques beaucoup plus minutieuses et plus détaillées que celles qui ont été faites jusqu'ici, si l'on veut arriver à comprendre véritablement les lois de comportement des ménages en matière de dépenses d'habitation.

Marcel DAGENAI,
*professeur à l'École des Hautes
Études commerciales (Montréal)*

OUVRAGES DE RÉFÉRENCE

- [1] BAISE, H., « Comparaison internationale des dépenses d'habitations », *Consommation*, 1964, no 3, pp. 3-40.
- [2] BLANK, D.M., « Relationship Between an Index of House Prices and Building Costs », *Journal of the American Statistical Association*, mars 1954, pp. 67-78.
- [3] CANADA, Bureau fédéral de la Statistique, *Recensement du Canada*,
 - Vol. III, Logements et familles, tableau 2, 1951.
 - Vol. I, Ménages selon la taille, tableau 33, 1956.
 - Vol. VII, Revue générale, tableau 34, 1961.
- [4] CHUNG, J., « L'analyse de la demande de logements propriétaires ; l'expérience canadienne », *L'Actualité Économique*, avril-juin 1967, no 1, vol. 43, pp. 66-86.
- [5] DAGENAIS, M.G., « A Threshold Regression Model », *Econometrica*, avril 1969.
- [6] DAVID, M.H., *Family Composition and Consumption*, Contributions to Economic Analysis, North-Holland Publishing Co., 1962, « Family Composition and the Consumption of Housing », pp. 53-81.
- [7] DUNSING, M. et REID, M.G., « Effect of Varying Degrees of Transitory Income on Income Elasticity of Expenditures », *Journal of the American Statistical Association*, juin 1958, pp. 358-359.
- [8] DURBIN, J. et WATSON, G.S., « Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression II », *Biometrika*, juin 1951, pp. 159-176.
- [9] FAURE, H., « Les modèles économétriques du marché de l'automobile », *Annales de recherches et de documentation sur la consommation*, juillet-septembre 1957.
- [10] FIRESTONE, O.J., *Residential Real Estate in Canada*, University of Toronto Press, 1951, 514 pages.
- [11] FRIEDMAN, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, Princeton, 1957, 243 pages.

- [12] GELFAND, J.E., « The Credit Elasticity of Lower-Middle Income Housing Demand », *Land Economics*, nov. 1966, pp. 464-472.
- [13] GREBLER, L., BLANK, D.M. et WINNICK, J., « *Capital Formation in Residential Real Estate : Trends and Projects* », A Study by the National Bureau of Economic Research, Princeton University Press, 1956, 519 pages.
- [14] GUILLOT, M., « Loyers et revenus des nouveaux locataires », *Consommation*, 1964, no 3, pp. 83 à 87.
- [15] JOHNSTON, J., *Econometric Methods*, McGraw-Hill, 1963.
- [16] KOOPMANS, T.C., *Linear Regression Analysis of Economic Time Series*, de Even F. Bohn, N.V., Harlem, 1937.
- [17] KLEIN, L.R., *Economic Fluctuations in the United States 1921-1941*, John Wiley & Sons, Inc., N.Y., 1951, 174 pages.
- [18] LEE, T.H., « The Demand for Housing : A Cross-Section Analysis », *Review of Economics & Statistics*, mai 1963, vol. 45, pp. 190-196.
- [19] LEE, T.H., « The Stock Demand Elasticities of Non-Farm Housing », *Review of Economics & Statistics*, février 1964, pp. 82-89.
- [20] LEE, T.H., « Housing and Permanent Income : Tests Based on a Three-Year Reinterview Survey », *Review of Economics and Statistics*, nov. 1968, pp. 480-490.
- [21] LINDLEY, D.V., « Regression Lines and the Linear Functional Relationship », *Journal of the Royal Statistical Society*, série B, 1947, pp. 218-244.
- [22] MAISEL, S.J., *An Approach to the Problems of Analysing Housing Demand*, Thèse de doctorat non publiée, 1949, 349 pages.
- [23] MAISEL, S.J., « The Relationship of Residential Financing and Expenditures on Residential Construction », dans *Conference on Savings and Residential Financing*, 1965, Proceedings, pp. 129-140.
- [24] MAISEL, S.J., « Policy Problems in Expanding the Private Housing Market », *American Economic Review : Papers & Proceedings*, mai 1951, pp. 599-616.
- [25] MAISEL, S.J. et WINNICK, L., « Family Housing Expenditures : Elusive Laws and Intrusive Variances », dans *Con-*

- sumption and Saving*, vol. I, I. Friend et R. Jones, éd., University of Pennsylvania, 1960, pp. 359-435.
- [26] MALINVAUD, E., *Méthodes statistiques de l'économétrie*, Dunod, Paris, 1964, 634 pages.
- [27] MALINVAUD, E., « L'aggrégation dans les modèles économiques », *Cahiers du Séminaire d'Économétrie*, Paris, Centre national de la Recherche scientifique, 1957, no 4.
- [28] MATTILA, J.H., *An Econometric Analysis of Construction*, Wisconsin Commerce Reports, avril 1955, no 1, vol. IV, 85 pages.
- [29] MORGAN, J.H., « Housing and Ability to Pay », *Econometrica*, avril 1965, no 2, vol. 33, pp. 289-306.
- [30] MUTH, R.F., « The Demand for Non-Farm Housing », dans *The Demand for Durable Goods*, A.C. Harberger, University of Chicago Press, 1960, pp. 29-96.
- [31] OKSANEN, E.H., « Housing Demand in Canada, 1947 to 1962 : Some Preliminary Experimentation », *Revue Canadienne d'Économie et de Science Politique*, 1966, no 3, vol. 32, pp. 302-318.
- [32] REID, M.G., « Increase in Rent of Dwelling Units From 1940-50 », *Journal of the American Statistical Association*, juin 1959, pp. 358-376.
- [33] REID, M.G., *Housing and Income*, The University of Chicago Press, 1962, 415 pages.
- [34] SHELTON, J.P., « The Cost of Renting Versus Owning a Home », *Land Economics*, fév. 1968, pp. 59-72.
- [35] SMITH, L.B., « A Bi-Sectoral Housing Market Model », *Revue canadienne d'Économie*, vol. II, no 4, novembre 1969, pp. 557-569.
- [36] SMITH, L.B., « Postwar Canadian Housing Policy in Theory and Practice », *Land Economics*, août 1968, pp. 339-349.
- [37] SMITH, P.E., « The Demand for Durable Goods : Permanent or Transitory Income ? », *Journal of Political Economy*, oct. 1962, pp. 500-504.
- [38] SOCIÉTÉ CENTRALE D'HYPOTHÈQUES ET DE LOGEMENT, *Statistique du logement au Canada*, 1968.

- [39] THEIL, H. et NAGAR, A.L., « Testing the Independence of Regression Disturbances », *Journal of the American Statistical Association*, 1961, pp. 793-806.
- [40] WINGER, A.R., « An Approach to Measuring Potential Upgrading Demand in the Housing Market », *Review of Economics & Statistics*, août 1963, pp. 234-244.
- [41] WINNICK, L., « Has there Been a Downward Shift in Consumers Preferences », *Quarterly Journal of Economics*, 1969, fév. 1955, pp. 85-95.
- [42] WU, DE-MIN, « An Empirical Analysis of Household Durable Goods Expenditure », *Econometrica*, vol. 33, no 4, oct. 1965, pp. 761-780.