L'Actualité économique

Les dépenses de nouveaux logements et la taille du ménage

Joseph-H. Chung

Volume 47, numéro 2, juillet–septembre 1971

URI : https://id.erudit.org/iderudit/1003925ar
DOI : https://doi.org/10.7202/1003925ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)
1710-3991 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Chung, J.-H. (1971). Les dépenses de nouveaux logements et la taille du ménage. *L'Actualité économique*, *47*(2), 281–295. https://doi.org/10.7202/1003925ar

Les dépenses de nouveaux logements et la taille du ménage*

Introduction

L'effet de la taille du ménage sur les dépenses de consommation a été examiné par plusieurs auteurs, surtout par Allen [1], Houthakker [2] et Forsyth [3].

La question que posent ces auteurs est de savoir : « Quel est l'effet de la variation de la taille du ménage sur les dépenses de consommation d'un bien ou d'un service donné ? » C'est une question pertinente et elle doit être explorée davantage non seulement pour sa valeur théorique mais aussi à cause de ses implications politiques [4]. En effet, quand on doit déterminer le montant des allocations familiales ou le revenu minimum garanti dont on parle de plus en plus, il est primordial de savoir comment la croissance de

* Le présent article fait partie d'une étude plus générale portant sur l'habitation dans la ville de Sherbrooke. Ce travail a été financé conjointement par l'Université de Sherbrooke en 1968 et 1969 alors que l'auteur y était professeur et par le ministère de l'Éducation du Québec en 1970. Je remercie monsieur le professeur M.G. Dagenais, directeur du Centre d'Économétrie de l'École des Hautes Études commerciales de m'avoir accordé le privilège de bénéficier de l'équipement du Centre. Je remercie M. Jean-Louis Lareau de l'Université de Sherbrooke pour sa participation à l'enquête. Finalement, je dois remercier d'une manière particulière M. Édouard Saint-Louis, rattaché au Centre d'Économétrie des H.E.C. lorsque ce texte a été rédigé, pour sa collaboration.

1. R.D.G. Allen, « Expenditure Patterns in Families of Different Sizes », *Studies in Mathematical Economics and Econometrics*, O. Lange et F. McIntyre, éd., Chicago University Press, Chicago, 1942.

2. H.S. Houthakker et S.J. Prais, *The Analysis of Family Budget*, Cambridge University Press, 1955.

3. F.G. Forsyth, « The Relationship Between Family Size and Family Expenditure », *Journal of the Royal Statistical Society*, partie IV, 1960, pp. 367-397.

4. Le ministère du Bien-être du Québec a estimé le coût des enfants qui comprend les besoins essentiels : nourriture, vêtement, soins personnels, et les besoins du ménage sauf le logement. La valeur estimée du coût des enfants est la suivante : 353, 675, 976, 1,280, 1,577 et 1,874 dollars. Le premier chiffre représente le coût du premier enfant alors que le dernier chiffre représente le coût de six enfants. Ceci implique donc que le coût de six enfants est 5.5 fois plus élevé que celui d'un enfant.

la taille du ménage affecte les dépenses de consommation et le bien-être du ménage. De plus, si l'on peut éliminer l'effet de la taille du ménage sur les dépenses, on pourra estimer d'une manière plus précise l'élasticité de la consommation.

En 1942, Allen, en se servant des données américaines, a examiné le profil des dépenses de différents types de ménages. Il a étudié six groupes de biens et estimé la fonction d'Engel pour chaque type de ménage et pour chaque groupe de biens. Ceci lui a permis d'établir une échelle d'équivalence basée sur un adulte et il a conclu que cette échelle variait d'un bien à l'autre. Houthakker-Prais ont examiné beaucoup plus à fond qu'Allen l'effet de la taille du ménage et, de plus, ils ont examiné l'effet spécifique et l'effet de revenu en tenant compte des économies d'échelle. Cependant, l'ouvrage de ces auteurs demeure très théorique. Finalement, Forsyth a tenté vraiment de mesurer ce que Prais-Houthakker ont suggéré, à savoir, l'effet de la taille des ménages en tenant compte des économies d'échelle. Il est intéressant de noter que Forsyth a établi l'échelle d'équivalence en termes de ménage de base, c'est-à-dire le couple, tandis qu'Houthakker-Prais l'établirent en termes d'un adulte. Il importe de noter que Forsyth a conclu à l'impossibilité de mesurer séparément l'effet spécifique et l'effet de revenu.

Cette étude est un prolongement des études antérieures. De plus, contrairement à ces dernières, elle ne s'intéresse qu'aux dépenses pour de nouveaux logements. D'autre part, puisque peu d'auteurs ont mesuré l'effet de la taille des ménages sur les dépenses en nouveaux logements, la présente étude constitue quand même une addition valable à la littérature sur le sujet. En outre, nous allons examiner si les dépenses des locataires et des propriétaires se comportent de la même façon.

L'échantillon statistique utilisé ici provient d'une enquête menée en 1968, auprès de 81 ménages habitant des logements neufs dans la ville de Sherbrooke. Parmi ces derniers, 24 sont propriétaires et 57 sont locataires. Notons que 31.5 p.c. des ménages sont sans enfant, 46.4 p.c. ont un ou deux enfants et 23 p.c. ont entre trois et six enfants. L'âge moyen du chef de ménage, en grande majorité de sexe masculin, est de 32.4 ans avec un écart-type de 9.7 ans. Plus de la moitié des chefs de ménage, c'est-à-dire 57.6 p.c., sont des travailleurs, 22 p.c. sont des travailleurs non spécialisés et 20 p.c.

ont une profession libérale. Le revenu moyen annuel du chef de ménage est de 6,189 dollars avec un écart-type de 3,128 dollars.

Étant donné la taille de notre échantillon et surtout le faible pourcentage des ménages ayant trois enfants ou plus, nous devons accepter les résultats avec beaucoup de prudence. Cet article s'inscrit donc dans le cadre d'une étude pilote en attendant de pouvoir travailler sur un échantillon de plus grande taille.

— I —

L'accroissement de la taille du ménage peut amener un accroissement ou une diminution des dépenses de consommation pour un bien donné. Quand le nombre d'enfants augmente, par exemple, il est probable que les dépenses en nourriture augmentent alors que les dépenses de voyage diminuent. C'est ainsi qu'il est difficile de prévoir à l'avance quel serait l'effet de la taille du ménage sur les dépenses de consommation. Cependant, il est certain que cet effet ne peut être le même pour tous les biens.

Il convient donc de distinguer deux types différents d'effets : l'effet direct et l'effet indirect. Quand la taille du ménage augmente, quel que soit le revenu disponible, les besoins de certains biens augmentent. Ainsi, le ménage de trois enfants aura un plus grand besoin de vêtements d'enfants que le ménage d'un enfant. D'autre part, au fur et à mesure que le nombre d'enfants augmente, le ménage peut réaliser des économies d'échelle. L'arrivée du deuxième enfant ne nécessitera peut-être pas l'usage d'une autre chambre à coucher car on peut toujours accommoder les deux enfants dans la même chambre. De même lorsqu'on achète une grosse quantité de nourriture, par exemple, on peut bénéficier d'un escompte de quantité. Bref, l'accroissement des besoins occasionnés par l'expansion du ménage est atténué dans une certaine mesure par les économies d'échelle. De toute façon, la tendance à dépenser davantage pour un bien donné à la suite de l'augmentation du nombre d'enfants est qualifiée dans cette étude « d'effet spécifique ».

D'un autre côté, si le revenu du ménage n'augmente pas en même temps que sa taille, le chef de ménage sera forcé de redistribuer ses dépenses entre différents biens. Cette contrainte de revenu peut amener un accroissement ou une diminution des dépenses pour un bien donné. Il est fort possible que lorsque le nombre d'enfants dépasse un seuil critique, l'intensification de la contrainte revenu amène en réalité un accroissement au lieu d'une diminution des dépenses pour certains biens, surtout les biens de qualité inférieure, par exemple, les pommes de terre. D'autre part, les économies d'échelle occasionnées par l'expansion de la taille du ménage peuvent signifier une diminution des dépenses pour un bien et un accroissement des dépenses pour un autre. De toute façon, l'accroissement de la taille du ménage a pour effet de baisser le niveau de vie du ménage si le revenu ne varie pas. Cependant, la baisse du niveau de vie peut être amoindrie grâce aux économies d'échelle réalisées. De plus, elle peut amener soit une hausse, soit une baisse des dépenses pour un bien donné [5].

En résumé, l'effet spécifique mesure l'accroissement des besoins suscités par l'accroissement de la taille du ménage. La conséquence de l'effet de revenu n'est pas aussi claire. Elle signifie tantôt une hausse tantôt une baisse des dépenses pour un bien donné. D'une manière générale, l'effet de revenu associé à une augmentation de la taille du ménage a pour conséquence d'augmenter les dépenses pour les biens de qualité supérieure et de les diminuer pour les biens de qualité inférieure [6].

— II —

En général, on suppose que les dépenses en nouveaux logements d'un ménage i dépendent de son revenu, du nombre de personnes de type t et, finalement, d'autres variables. On obtient donc la relation :

---

5. « *The first or specific effect results from the increase in the « need » for various commodities when family size increases. Since an increase in family size does not increase the need for every commodity in the same proportion..., and since* N_i *(*élasticité du revenu*) refers to the influence of family size when total expenditure is held constant, there is also what is metaphorically called an income effect : an increase in family size makes people relatively poor. Although, for example, an increase in family size may increase a household's « need » for clothing, the simultaneously arising « need » for more food may force it to spend less for clothing on balance.* » H.S. Houthakker, « An International Comparison of Household Expenditure Patterns », *Econometrica*, XXV, 1957, p. 544.

6. « *On account of the specific economies achieved in the consumption of all commodities, the larger household will like to distribute its expenditure according to a standard of life which is higher than that of smaller household with the same level of income for person. On account of this income effect of economies of scale, the consumption of large households is thus raised for goods that are inferior.* » H.S. Houthakker et S.J. Prais, *ibid.*, p. 148.

$$L_t = f(Y_t, N_t, X_{tk}, u) \qquad (1)$$

$$L_t = 1,2,...N$$
$$t = 1,2,...T$$
$$k = 1,2,...K$$

Le symbole u représente le terme aléatoire. Les variables X_{tk}, $k = 1,2,...K$ peuvent représenter l'âge du chef de ménage, son éducation, son occupation, son origine ethnique, etc. Nous supposerons que l'influence de X_{tk} sur L_t est négligeable.

Le choix d'une formule mathématique plutôt qu'une autre doit être fait non seulement en fonction de ses propriétés mathématiques, mais aussi en fonction de sa capacité de refléter la réalité. Les cinq formules mathématiques suivantes ont été souvent discutées en rapport avec l'étude de la fonction de consommation :

$$L_t = \alpha + \beta Y_t \qquad (2)$$

$$\ln L_t = \alpha + \beta \ln Y_t \qquad (3)$$

$$\ln L_t = \alpha - \beta / Y_t \qquad (4)$$

$$L_t = \alpha + \beta \ln Y_t \qquad (5)$$

$$L_t = \alpha - \beta / Y_t \qquad (6)$$

Nous présentons au tableau 1 la valeur théorique que prennent la propension marginale à dépenser et l'élasticité des dépenses en nouveaux logements par rapport au revenu selon que nous choisissons une fonction plutôt qu'une autre.

Tableau 1

Propriétés mathématiques des diverses formes de la fonction de dépenses de nouveaux logements

Équation	Propension marginale à dépenser	Élasticité-revenu
(2)	β	$\beta Y/L$
(3)	$\beta L/Y$	β
(4)	$\beta L/Y^2$	β/Y
(5)	β/Y	β/L
(6)	β/Y	β/YL

La propension marginale à dépenser déduite des fonctions (5) et (6) varie inversement au revenu ou au revenu au carré tandis que celle qui est tirée des fonctions (3) et (4) varie directement avec les dépenses et inversement aux revenus. Seule la fonction (2) donne une propension marginale constante. L'élasticité des fonctions (5) et (6) varie inversement aux dépenses alors que celle de la fonction (4) varie inversement aux revenus. Seule la fonction double-log donne une élasticité constante. D'autre part, si l'on a raison de croire que les dépenses consacrées aux nouveaux logements s'approchent d'une asymptote, les fonctions (4) et (6) sont préférables, car la première offre l'asymptote e et la seconde, l'asymptote α au fur et à mesure que Y tend vers l'infini. Par ailleurs, la fonction double-log offre plusieurs avantages. En premier lieu, la courbe des dépenses peut être linéaire, convexe ou concave à l'origine suivant la valeur de β. En second lieu, la dérivée de $\ln L_i$ est une constante et, par conséquent, on peut comparer pour tout le domaine de variation du revenu, l'élasticité d'un groupe de ménages avec celui d'un autre. Finalement la fonction double-log a pour effet de réduire l'hétéroscédasticité [7].

Nous avons estimé chacune des fonctions mathématiques. La variable dépendante est le coût annuel d'habitation comprenant le loyer, les dépenses d'ameublement, les dépenses d'eau et d'électricité. La variable indépendante est la dépense totale. Houthakker [8] et

Tableau 2

Estimation des cinq fonctions de dépenses des nouveaux logements

Équation	α	β	R^2
(2)	−410.0	0.39	0.5641
(3)	− 0.68	0.947	0.5199
(4)	8.59	5 837.0	0.4399
(5)	−22 147.0	2 783.0	0.4844
(6)	2 717.3	856 854.0	0.0290

7. H.S. Houthakker et F.G. Forsyth, *op. cit.*
8. Houthakker et Prais, *op. cit.*, p. 134.

Forsyth [9] soutiennent que la dépense totale représente mieux le revenu permanent car le revenu courant est souvent biaisé quand les données sont recueillies à l'aide d'un questionnaire. En effet, dans notre étude, l'équation basée sur la dépense totale explique beaucoup mieux la variation totale des dépenses de logements. Ainsi, lorsqu'on utilise le revenu courant aucun des cinq modèles ne donne un R^2 supérieur à 5p.c.

Les résultats de nos calculs sont résumés au tableau 2. On y constate que quatre des cinq modèles mathématiques donnent un R^2 supérieur à 44 p.c. Cependant, la forme linéaire et la forme en double-log expliquent la plus grande partie de la variation des dépenses des nouveaux logements. Nous avons donc choisi ces modèles pour le calcul de l'effet de la taille des ménages.

— III —

Le modèle de base utilisé pour estimer l'effet de la taille du ménage sur les dépenses de nouveaux logements est le suivant :

$$L_t/B_{tt} = \alpha + \beta(Y_t/k_t) \qquad (7)$$

où les symboles B_{tt} et k_t représentent respectivement l'effet spécifique et l'effet de revenu du ménage de type t.

La relation (7) permet d'écrire :

$$L_t = B_{tt}\alpha + \beta(B_{tt}Y_t/k_t) \qquad (8)$$

$$L_t = \alpha' + \beta' Y_t \qquad (8a)$$

où : $\alpha' = B_{tt}\alpha$ et $\beta' = (\beta B_{tt}/k_t)$

Si l'on régressait directement L_t sur Y_t, on aurait donc un aperçu général de l'effet total de la taille du ménage. Il faut noter que dans la mesure où l'effet spécifique est plus grand que l'effet de revenu, la pente de la fonction L_t sera plus grande. D'autre part, dans la mesure où l'effet de revenu est plus grand, la pente de la fonction sera plus petite. En effet, rien n'empêche la pente d'être négative suivant la force relative des deux effets.

Nous avons donc estimé (8a) pour chaque type de ménage : le ménage de base sans enfant, le ménage avec un enfant, et ainsi de suite. Afin d'économiser des degrés de liberté, nous avons utilisé

9. *Ibid.*

la technique des variables auxiliaires. Cette technique nous a permis de calculer tout d'abord la propension marginale à dépenser pour chacun des types de ménages concernés et ensuite de comparer la différence entre la propension marginale à dépenser des ménages avec enfants de celle des ménages de base. Pour ce faire, nous avons fait l'hypothèse que la fonction de dépense pour les différents types de ménages avait la même constante.

Pour prendre en compte les économies d'échelle, nous avons adopté le modèle suivant :

$$(L_t)/(1 + \tfrac{1}{2}Z_t)^{d} = A_t[Y_t/(1 + \tfrac{1}{2}Z_t)^{D}]^{\beta} \tag{9}$$

L'expression $(1 + \frac{1}{2}Z_t)$ mérite un mot d'explication.. On suppose, en effet, que l'effet spécifique et l'effet de revenu sont deux fonctions linéaires.

$$B_{it} = c + dZ_t \tag{9a}$$

$$K_t = c + kZ_t \tag{9b}$$

La variable Z_t représente le nombre d'enfants alors que c, d et k sont des paramètres. Ainsi, pour le ménage de base sans enfant B_{it} et K_t prennent la valeur c.

On peut modifier (9a) et (9b) de la façon suivante :

$$B_{it} = 1 + d/cZ_t \tag{9c}$$

$$K_t = 1 + k/cZ_t \tag{9d}$$

et faire l'hypothèse que $d/c = k/c = \frac{1}{2}$ [10]. Soulignons, en outre, que $(1 - d)$ et $(1 - D)$ représentent respectivement les économies d'échelle spécifiques et les économies d'échelle par rapport au revenu. C'est ainsi qu'en l'absence d'économies d'échelle, les deux exposants prennent la valeur unitaire. Dans ce cas, il est évident que l'effet spécifique et l'effet de revenu varient de la manière indiquée en (9c) et (9d).

Nous avons estimé l'équation (9) en deux temps. Tout d'abord, puisqu'on ne peut estimer d et D conjointement, nous avons supposé $D = 1.0$. Dans ce cas l'équation (9) devient, en prenant le logarithme de chaque côté :

$$\ln L_t = \ln A_t + \beta\,[\ln Y_t - \ln(1 + \tfrac{1}{2}Z_t)] + d\ln\,(1 + \tfrac{1}{2}Z_t) \tag{10}$$

10. F.G. Forsyth utilise la même technique. Voir *op. cit.*

Dans une deuxième étape, nous avons estimé l'effet total qui comprend l'effet spécifique, l'effet de revenu et les deux types d'économies d'échelle par l'équation suivante :

$$\ln L_t = A_t + \beta \ln Y_t + (d - \beta D)\ln(1 + \tfrac{1}{2}Z_t) \qquad (11)$$

le terme $(1 + \tfrac{1}{2}Z_t)^{(d - \beta D)}$ représentant l'effet total.

En récapitulant, les équations de base qui sont estimées par la régression classique sont (8a), (10) et (11). La première permet d'avoir un aperçu général de l'effet de la taille du ménage, la seconde permet de calculer l'effet spécifique sous la contrainte $D = 1.0$, c'est-à-dire qu'il n'y a pas d'économies d'échelle du côté du revenu, et la troisième permet de calculer l'effet total sans faire d'hypothèse concernant l'effet de revenu.

— IV —

Le résultat de l'estimation de l'équation (8a) est présenté au tableau 3.

Tableau 3

Estimation de l'équation (8a) : propension marginale à dépenser selon le type de ménage *

Type de ménage	Propriétaires et locataires	Propriétaires	Locataires
0	0.415 (8.44)	0.506 (4.55)	0.405 (7.09)
1	0.389 (6.58)	0.551 (7.65)	0.342 (4.84)
2	0.415 (8.52)	0.481 (9.62)	0.316 (4.57)
3	0.354 (4.03)	0.446 (4.64)	0.293 (2.68)
4	0.381 (7.01)	0.391 (8.14)	0.355 (1.97)
5	0.417 (3.4)	0.430 (4.98)	—
6	0.388 (4.77)	0.400 (6.33)	—
R^2	0.5897	0.8637	0.5630

* Les chiffres entre parenthèses sont les valeurs du « t » de Student.

Le ménage de base est représenté par le code 0 ; le ménage de un enfant par le code 1, etc. Dans l'ensemble, les résultats sont satisfaisants. En vue de vérifier s'il y a une différence de comportement entre le groupe propriétaires et le groupe locataires nous avons effectué le test de l'analyse de la variance [11] et nous avons constaté que la statistique F calculée prend la valeur 2.12 tandis que le F théorique prend la valeur 2.10 au seuil de 5 p.c. Il faut donc conclure que la fonction de dépense des propriétaires est statistiquement différente de celle des locataires. En d'autres termes, au point de vue de la propension marginale à dépenser, ces deux groupes de ménages représentent des univers légèrement différents en ce sens que la proportion des dépenses de logements dans la dépense globale est plus élevée chez les propriétaires que chez les locataires.

D'autre part, nous avons vérifié si à l'intérieur des groupes propriétaires-locataires il existait une différence entre la propension

Tableau 4

Estimation de l'équation (8a) : différence entre la propension marginale à dépenser des ménages avec enfants et celle du ménage de base

Type de ménage	Propriétaires et locataires	Propriétaires	Locataires
0	0.415 (8.44)	0.506 (4.54)	0.405 (7.08)
1	– 0.025 (0.653)	0.045 (0.470)	– 0.064 (1.47)
2	0.0 (0.02)	– 0.025 (0.274)	– 0.09 (1.80)
3	– 0.068 (0.82)	– 0.06 (0.600)	– 0.112 (1.2)
4	0.033 (0.72)	– 0.115 (1.21)	– 0.05 (0.31)
5	0.003 (0.02)	– 0.076 (0.636)	—
6	– 0.0261 (0.351)	– 0.107 (1.09)	—

11. C. Georgery, « Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regression », *Econometrica*, XXVIII, juillet 1960, pp. 591-605.

marginale à dépenser des ménages avec enfants et celle des ménages de base. Pour ce faire, nous avons estimé la relation (8a) en utilisant la technique des variables auxiliaires. Contrairement au premier cas, nous avons posé la contrainte sur le ménage de base. Les résultats de cette régression sont présentés au tableau 4.

En ce qui concerne l'ensemble des ménages, c'est-à-dire les propriétaires et les locataires, il n'existe pas de différence entre les ménages avec un enfant, deux enfants, etc., et les ménages de base. Les dépenses de logement de chacun de ces ménages représentent environ 40 p.c. de leurs dépenses globales. Pour ce qui est des propriétaires, il n'existe pas de différence entre les ménages avec des enfants et les ménages sans enfant sauf que cette fois les dépenses de logement représentent 50 p.c. des dépenses globales. Dans le cas des locataires nous pouvons affirmer statistiquement (au seuil de 10 p.c.) que les ménages de un ou de deux enfants ont une propension marginale à dépenser inférieure à 40 p.c.

Les résultats de l'estimation de la relation (10) sont présentés au tableau 5. Les deux variables indépendantes, dépense totale et taille des ménages, expliquent 67 p.c. des variations des dépenses en nouveaux logements.

La valeur de d pour les propriétaires est pratiquement égale à l'unité. C'est donc dire qu'ils ne bénéficient à peu près pas d'économies d'échelle spécifiques. Ceci peut s'expliquer par le fait que les maisons étant neuves, les frais de premier établissement ne permettent pas aux propriétaires de bénéficier de l'effet de la taille.

Tableau 5

Estimation des économies d'échelle spécifiques dans l'hypothèse D = 1.0

Ménages	A	β	d	R^2
Propriétaires et locataires	−1.135	−0.992 (8.95)	1.10 (8.08)	0.765
Propriétaires	−0.910	1.003 (7.06)	0.909 (4.92)	0.857
Locataires	−0.275	0.896 (6.45)	0.750 (3.55)	0.669

Contrairement aux propriétaires, les locataires jouissent d'économies d'échelle spécifiques de l'ordre de 25 p.c. Ceci peut s'expliquer de la façon suivante : premièrement, le locataire qui désire un jour acheter sa propre maison ne dépensera pas autant que le propriétaire sur son logement même si le nombre d'enfants augmente ; deuxièmement, même dans l'hypothèse où le locataire désire dépenser davantage pour son logement afin de rencontrer les exigences d'un nouveau-né, il se peut fort bien que le marché du logement ne lui offre pas ce dont il a besoin. Il est généralement reconnu que les logements à louer ne sont pas toujours conçus pour les ménages avec des enfants. Cette situation peut obliger le locataire à faire coucher deux ou trois enfants dans la même chambre et lui faire réaliser ainsi des économies d'échelle.

Nous présentons au tableau 6 le résultat de l'estimation de la relation (11).

Le coefficient de l'effet total $d - \beta_i D$ n'est pas significatif. Ces résultats confirment un résultat antérieur à savoir qu'il n'y a pas de différence de comportement vis-à-vis les dépenses de nouveaux logements entre les ménages avec enfants et les ménages sans enfant. Autrement dit, nous ne pouvons déceler dans notre échantillon la présence d'économies d'échelle. Ces résultats peuvent à première vue nous paraître décevants mais une étude de notre échantillon statistique montre que très peu de ménages ont un nombre d'enfants supérieur à deux. Pour cette raison, on pouvait s'attendre à des résultats peu encourageants. D'autre part, l'estimation de la relation (11) nous permet d'estimer le coefficient d'élasticité des dé-

Tableau 6

Estimation de l'effet total

Ménages	A_i	β_i	$d\text{-}\beta_i D$	R^2
Propriétaires et locataires	−1.134	0.992 (8.95)	0.113 (1.4)	0.5405
Propriétaires	−0.273	1.003 (7.05)	−0.093 (0.834)	0.6903
Locataires	−0.912	0.896 (6.44)	−0.416 (1.0)	0.5019

penses de nouveaux logements en fonction des dépenses totales, à savoir β_i. C'est ainsi qu'en ce qui concerne le locataire, le coefficient d'élasticité-revenu prend la valeur 0.896 alors que celui du propriétaire prend la valeur 1.003. Afin de vérifier s'il y a une différence significative entre ces deux élasticités, nous avons fait le test de l'analyse de la variance. La statistique « F » calculée prend la valeur 8.09 tandis que le F théorique prend la valeur 3.15 au seuil de 5 p.c. Bref, l'élasticité des dépenses de nouveaux logements en fonction des dépenses totales chez les locataires est inférieure à celle des propriétaires.

L'effet spécifique calculé est la valeur que prend l'expression $(1 + \frac{1}{2}Z_t)^d$. Nous observons au tableau 7 qu'en termes absolus, la valeur que prend l'effet spécifique des propriétaires est supérieure à celle des locataires. Ainsi, pour les ménages de un enfant, l'effet spécifique des propriétaires est de 1.44 tandis que celui des locataires est de 1.35. Autrement dit, sous la contrainte établie ci-haut, les dépenses des ménages de un enfant chez les propriétaires augmentent de 44 p.c. par rapport aux ménages de base, tandis que chez les locataires, les dépenses en nouveaux logements des ménages de un enfant augmentent de 35 p.c. par rapport aux ménages de base.

Tableau 7

Effet spécifique calculé sous la contrainte D = 1.0 et effet total calculé pour les différents types de ménages

Type de ménages	Effet spécifique calculé			Effet total calculé	
	Propriétaires et locataires	Propriétaires	Locataires	Propriétaires	Locataires
0	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1	1.56	1.44	1.35	0.96	0.94
2	2.15	1.87	1.68	0.93	0.90
3	2.75	2.70	1.98	0.91	0.87
4	3.36	2.71	2.28	0.90	0.85
5	3.99	3.12	2.56	0.89	0.83
6	4.62	3.53	2.83	0.87	0.81

L'effet total calculé est la valeur que prend l'expression $(1 + \frac{1}{2}Z_t)^{d - \beta_i D}$. Nous avons mentionné que le coefficient $d - \beta_i D$ n'était pas significatif au seuil de 5 p.c. de probabilité. Cependant nous avons comparé les résultats pour les locataires et les propriétaires. On observe au tableau 7 que l'effet total diminue au fur et à mesure que la taille du ménage augmente et qu'il est plus faible chez les locataires que chez les propriétaires.

— V —

En résumé, nous avons observé que les fonctions linéaires et double-log expliquent davantage les variations des dépenses de nouveaux logements en fonction des dépenses totales des ménages. Grâce à la technique des variables auxiliaires, nous avons estimé la propension marginale à dépenser des différents types de ménages. Les résultats démontrent, d'une part, que la propension marginale à dépenser des propriétaires est supérieure à celle des locataires et que, d'autre part, il n'existe pas de différence entre la valeur que prend la propension marginale à dépenser des ménages avec enfants de celle des ménages sans enfant.

À défaut de ne pouvoir estimer conjointement l'effet spécifique et l'effet de revenu, nous avons estimé le coefficient d'économies d'échelle spécifiques sous la contrainte d'absence d'économies d'échelle par rapport au revenu. Les résultats montrent que les propriétaires ne bénéficient à peu près pas de l'effet de la taille des ménages tandis que les locataires réalisent des économies d'échelle de l'ordre de 25 p.c. Notons que ces résultats ne valent que dans l'hypothèse d'absence d'économies d'échelle par rapport au revenu.

Dans une dernière étape, nous avons estimé le coefficient de l'effet total de la taille des ménages sur les dépenses de nouveaux logements. La valeur du coefficient trouvé n'est pas significativement différente de zéro ce qui implique l'absence d'économies d'échelle. Autrement dit, on observe que les différents types de ménage, qu'ils soient propriétaires ou locataires, se comportent de façon semblable vis-à-vis les dépenses de nouveaux logements. Bien que le modèle ne nous permette pas d'estimer conjointement l'effet spécifique et l'effet de revenu, ceci ne compromet pas l'utilité du modèle étudié car il nous permet de mieux expliquer le comportement des ménages en matière de consommation. Notons en terminant que le modèle pourrait s'adapter à l'étude des économies d'échelle des divers services des municipalités. Plusieurs auteurs ont étudié depuis quelques années la variation des dépenses des municipalités en fonction de la taille des villes mais peu d'études tiennent compte de l'effet de revenu. Il se peut que le modèle adopté dans notre étude offre une autre orientation de la recherche de la taille optimale des villes.

Joseph-H. CHUNG,
École des Hautes Études commerciales (Montréal).