

Article

« Déterminants du prix réel des logements au Canada »

Mario Fortin et André Leclerc

L'Actualité économique, vol. 78, n° 3, 2002, p. 293-320.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/007254ar>

DOI: 10.7202/007254ar

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

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <http://www.erudit.org/apropos/utilisation.html>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : erudit@umontreal.ca

DÉTERMINANTS DU PRIX RÉEL DES LOGEMENTS AU CANADA*

Mario FORTIN

Département d'économie

CEREF

Université de Sherbrooke

André LECLERC

Secteur des sciences humaines

Université de Moncton-Campus d'Edmundston

RÉSUMÉ – Afin d'identifier quelles variables ont affecté l'équilibre du marché du logement au Canada, nous estimons un modèle structurel sur des données annuelles agrégées de 1956 à 2001. Le modèle permet d'expliquer l'évolution du prix moyen et du nombre d'unités de logement. Trois variables exercent une influence significative sur le prix réel, soit le revenu réel par personne adulte, le taux d'intérêt nominal sur les prêts hypothécaires à l'habitation à 5 ans et la croissance de la population de 25 à 54 ans. Quant à la construction de nouveaux logements, la seule influence exogène provient du prix réel du logement. Le prix réel a fortement baissé pendant les récessions de 1981-82 et 1990-92 et s'est maintenu bas pendant tout le reste de la décennie quatre-vingt-dix. Le ralentissement de la croissance de la population a fortement contribué au marasme du marché immobilier pendant la dernière décennie, le ralentissement de la croissance du revenu réel par habitant jouant également un rôle important. Seule la baisse des taux d'intérêt a permis de maintenir un certain dynamisme sur ce marché pendant cette période. Les projections pour les quinze prochaines années ne laissent cependant pas entrevoir de baisses ultérieures de prix.

ABSTRACT – In order to identify the variables influencing the Canadian housing market, we estimate a structural model on annual data from 1956 to 2001. This model simultaneously explains the behaviour of the real average housing price and the change in the housing stock as measured by the number of housing units. Four variables are significant in the price equation: real per-capita income, nominal interest rate on residential 5-years mortgage loans, population growth in the 25 to 54 age group, and housing stock. As to the housing stock equation, the only significant variables are real housing price and changes in real per-capita income. The real price dropped during the recessions of 1981-82 and

* Nous tenons à remercier la Société canadienne d'hypothèque et de logement (SCHL) pour son financement par le biais du contrat de recherche externe 6600-52. Les commentaires de Orlando Manti et Ian Melzer de la SCHL ainsi que ceux de deux arbitres anonymes ont été grandement appréciés.

1990-92 and remained low during the rest of the 90s. The stagnation of the housing market observed during the last decade resulted from a slower population growth and a sluggish economy. The only favourable impact came from the drop in the interest rates. The model's price forecasts for the next fifteen years do not encompass price decreases because the trend increase in real income will more than offset the impact of the slower population growth.

« *Demographics... explains about two-thirds of everything* », Foot et Stoffman (1996).

INTRODUCTION

Le vieillissement de la génération du *baby-boom* préoccupe en raison de l'augmentation de la demande de soins de santé et de la difficulté grandissante à financer les régimes publics de retraite. Une préoccupation additionnelle se manifeste également en raison de son impact possible sur le marché du logement. Dans un livre populaire, Foot et Stoffman (1996) soutiennent que lorsque les *baby-boomers* vendront leur logement à la génération suivante moins nombreuse, l'accroissement de l'offre fera baisser les prix de l'immobilier. Une partie de la richesse des *baby-boomers* serait ainsi transférée de façon involontaire à la génération suivante. Des résultats obtenus par Mankiw et Weil (1989) sur des données américaines soutiennent ce point de vue, ce vieillissement pouvant faire diminuer le prix réel des logements de 47 % entre 1990 et 2010. Cependant, en dépit de son importance potentielle, cette question est demeurée peu traitée au Canada. Seuls Laycock (1978), Engelhardt et Poterba (1991) ainsi que Baxter (1997) ont étudié cette question de façon empirique, obtenant des résultats mitigés.

Le but de cette étude, qui constitue une mise à jour de Fortin et Leclerc (1999), est d'estimer quelles furent les impacts respectifs de la démographie et des facteurs économiques dans la détermination du prix réel des logements au Canada. Nous tentons également d'établir s'il est vraisemblable de croire que les changements démographiques prévisibles sont susceptibles d'engendrer un déclin significatif des prix sur le marché immobilier. Ce document est structuré de la façon suivante. Les conclusions du modèle de Mankiw et Weil ayant lancé un vif débat aux États-Unis, nous présentons les principaux éléments de ce modèle dans la prochaine section ainsi que les nombreuses critiques qui lui ont été faites. Ces critiques portent sur le fait que la spécification de la demande de logement est incomplète, qu'il n'y a pas d'équation d'offre, que les conclusions n'ont pu être reproduites avec des données non américaines et, finalement, que la façon dont Mankiw et Weil captent l'effet du vieillissement sur la demande de logement confond l'effet de l'âge avec un effet de cohorte. Lorsqu'on corrige ces lacunes, on tend à conclure que l'évolution démographique prévisible n'aura que peu d'effets négatifs sur les prix du logement, que ces éventuelles diminutions seront de courte durée car l'offre est endogène et que la croissance tendancielle du revenu réel fera contrepoids à la démographie.

Dans la deuxième section nous spécifions un système de deux équations permettant d'expliquer le comportement du prix réel SIA (Service inter-agences)

ainsi que du nombre d'unités de logements. Les résultats obtenus sur la période 1956-2000 sont présentés dans la troisième section. Notre modèle confirme que la croissance de la population de 25 à 54 ans exerce un impact significatif assez important sur le prix réel des logements. Il attribue aussi au ralentissement soudain de la croissance de cette population à partir de 1990 une part significative du recul des prix réels et des mises en chantier observé dans la dernière décennie. Cependant, les facteurs économiques, et en particulier la croissance du revenu réel par habitant et le taux d'intérêt nominal, jouent un rôle aussi important que la démographie.

1. DÉMOGRAPHIE ET PRIX RÉEL DES LOGEMENTS EN THÉORIE

La première étude qui a identifié un fort impact de la démographie sur le prix des logements est celle de Mankiw et Weil (1989). Leur approche empirique repose sur un indice démographique de la demande de logement qu'ils construisent de la façon suivante. Dans un premier temps, ils utilisent un échantillon d'environ 200 000 individus tirés du recensement américain de 1970 pour établir le lien entre l'âge d'une personne et la valeur du logement occupé. Ils trouvent ainsi que la valeur du logement atteint son maximum à l'âge de 40 ans pour, par la suite, diminuer lentement avec l'âge. Dans une deuxième étape, ils obtiennent un indice démographique agrégé en multipliant la valeur de l'indice individuel à un âge donné par le nombre de personnes ayant cet âge. Leur analyse empirique ayant identifié un fort lien positif entre l'indice démographique et le prix réel des logements, ils concluent que la démographie a été la principale source des fluctuations de prix réel des logements aux États-Unis. C'est en combinant ensuite leur modèle empirique avec les prévisions de population américaine qu'ils sont amenés à prévoir un déclin possible de près de 50 % du prix réel entre 1990 et 2010.

Cette étude a été sévèrement critiquée. Hamilton (1991) a souligné que pendant la période étudiée par Mankiw et Weil, leur indice démographique a montré un lien négatif avec le prix réel des services du logement. Ceci réfute la thèse voulant que des chocs sur la demande de logement soit la cause des fluctuations du prix d'actif du logement¹. Engelhardt et Poterba (1991) ont appliqué la méthodologie de Mankiw et Weil avec des données canadiennes. Ils trouvent que même si les changements démographiques des deux pays ont été très similaires, le comportement du prix des logements a été fort différent au Canada et s'est révélé indépendant de l'indice démographique canadien. Avec des données japonaises, Ohtake et Shintani (1996) concluent eux aussi que la démographie n'a pas d'impact significatif sur le prix des logements. Ainsi, le rôle dominant de la démographie semble être spécifique aux États-Unis.

1. Le prix des services indique le coût d'occuper un logement pendant un certain temps. Le rapport entre le prix des services du logement et son coût d'acquisition, ce dernier étant aussi appelé le prix d'actif, détermine le coût d'usage du capital. L'observation de Hamilton implique donc que le coût d'usage du logement a connu d'importantes fluctuations, ce qui ne serait pas le cas si seulement des chocs de demande expliquaient les changements de prix d'actif du logement.

Hendershott (1991) et Swan (1995) ont indépendamment établi que le revenu réel par habitant devrait apparaître dans une équation de demande de logement alors que Mankiw et Weil n'ont pas inclus cette variable dans leur modèle. Holland (1991) soutient pour sa part que le résultat de Mankiw et Weil peut n'être qu'une corrélation fortuite entre des variables non stationnaires. En effet, il ne décèle aucun impact significatif entre le taux de croissance de l'indice démographique et celui du prix réel des logements. De plus, il montre que l'indice démographique est coïntégré avec le stock de logements, ce qui suggère que l'offre de logement à long terme est très élastique. Di Pasquale et Wheaton (1994) estiment un modèle structurel d'offre et de demande du marché du logement. Dans ce modèle, le revenu réel par habitant a un impact sur la demande de logement mais son effet sur le prix réel disparaît progressivement parce que l'offre de long terme a une élasticité prix infinie. Lorsqu'ils cherchent à établir l'effet de la démographie, ils concluent que : « *The combination of slower household formation and an aging population will, on net, act as a negative shock to housing demand in the 1990s. The magnitude of the shock, however, is relatively small. Furthermore, the long run supply of housing is quite price elastic and this plays an important role in mitigating the effect of any negative shocks to the demand side of the market*². » Le rôle crucial du revenu réel dans la détermination à long terme de la demande de logement a également été mis en évidence par Holly et Jones (1997). Avec des données du Royaume Uni couvrant la période de 1939 à 1994, ils montrent que le prix réel des logements est coïntégré avec le revenu réel par habitant³. La croissance de la population a un effet positif statistiquement significatif, mais qui est seulement transitoire.

L'effet de l'âge sur la demande individuelle de logement a été approfondi. Atkin et Myers (1994) rappellent que Mankiw et Weil ont obtenu cette relation dans une coupe transversale qui ne permet pas de distinguer entre l'effet de l'âge et celui de cohorte. Ainsi, la baisse de consommation de logement après l'âge de 40 ans pourrait apparaître non pas en raison d'un effet d'âge mais plutôt parce que les générations plus âgées ont eu un revenu permanent plus faible que les générations plus jeunes. Pour vérifier si ce problème est important, ils utilisent une coupe transversale liée en cohortes qui permet de suivre la consommation de logement pendant une période de 30 ans. Leur plus importante conclusion est que la consommation de logement non seulement ne diminue pas après 40 ans, mais au contraire continue d'augmenter jusqu'à l'âge de 70 ans. Ceci a des implications dramatiques car : « *A pure cross-sectional estimate for 1980, the year used by Mankiw-Weil, overstates the 1990-2010 decline in the growth of aggregate housing demand by*

2. Di Pasquale, D. et W. C. Wheaton (1994) : 24.

3. La coïntégration entre le revenu réel par habitant et le prix réel des logements implique que la croissance tendancielle de ces deux séries est le résultat d'une tendance stochastique commune. La hausse du prix réel des logements est expliquée à long terme par le fait que lorsque le revenu réel des ménages tend à augmenter, ils consacrent une part de cette hausse à l'amélioration de la qualité et de la taille de leur logement. Ainsi, à long terme, la hausse tendancielle de prix réel reflète des gains de qualité liés à la hausse du niveau de vie.

45% in comparison with the three-decade average of the CLCS estimates⁴. » Un argument semblable a été présenté par Green et Hendershott (1996) qui montrent qu'en corrigeant pour l'effet de l'éducation, la consommation de logement continue d'augmenter après l'âge de 40 ans. Ainsi, le vieillissement de la génération de *baby-boom* ne fera pas nécessairement diminuer la demande agrégée de logement. D'autres études par Fair et Dominguez (1991), par Ermisch (1996) et par Ohtake et Shintani (1996) concluent également que la consommation de logement augmente avec l'âge même après 40 ans.

2. LE MODÈLE THÉORIQUE DE DÉTERMINATION DU PRIX DES LOGEMENTS

Afin de mieux comprendre la dynamique d'ajustement du prix et du stock de logements qui intervient après un choc de demande, nous présentons un modèle structurel du marché du logement semblable à celui présenté par Di Pasquale et Wheaton (1994). L'accent du modèle est placé sur l'effet d'un déplacement de demande qui origine de modifications démographiques.

Supposons que chaque ménage appartient à un groupe démographique constitué en fonction de l'âge i du ménage. La demande de logement d'un ménage ayant l'âge i au temps t est notée $d_{it}(X_t, P_t, U_t)$, où P_t est le prix réel d'actif d'un logement, U_t est le coût d'usage du capital résidentiel et X_t est un vecteur de variables exogènes qui capte l'impact d'éléments autres que la démographie⁵. Le nombre de ménages ayant l'âge i peut lui-même s'écrire comme le produit du nombre d'individus ayant l'âge i , noté N_{it} , multiplié par le taux de formation de ménage à cet âge, noté $m_{it}(X_t, P_t, U_t)$. Comme Skaburskis (1997) l'a montré, le taux de formation de ménages varie selon l'âge, le revenu, plusieurs caractéristiques individuelles ainsi que le coût de maintenir un ménage distinct. Comme ce coût est fonction du prix du logement, il dépend donc des mêmes variables que celles influençant la demande de logement. La demande totale de logement du groupe i au temps t est donc le produit de la demande individuelle et du taux de formation de ménages. Ainsi, on aura $h_{it}(X_t, P_t, U_t) = m_{it}(X_t, P_t, U_t) \times d_{it}(X_t, P_t, U_t)$. La demande agrégée de logement au temps t , notée D_{it} , est donc :

$$D_{it} = N_{it} \times h_{it}(X_t, P_t, U_t) = H_{it}(N_{it}, X_t, P_t, U_t) \quad . \quad (1)$$

La construction de logements, notée C_t , fait varier l'offre. Elle répond positivement à P_t mais est également influencée par un vecteur de variables W_t . Ce vecteur de variables comprend le coût des intrants de la construction (travail,

4. Pitkin, J. R. et W. Myers (1994) : 248. L'emphase en italique se trouve dans le texte original.

5. Lorsque les marchés sont parfaits, la demande de logement est fonction du prix d'usage des services du logement $P_t \times U_t$. Le coût d'usage du logement occupé par son propriétaire est une fonction complexe du taux d'intérêt nominal, du taux d'inflation, du taux marginal d'imposition des revenus d'intérêt et du taux d'endettement du logement. Pour une discussion approfondie des déterminants du coût d'usage, on peut consulter Fortin (1991).

matériaux et terre) ainsi que le taux d'intérêt réel. Toutes ces variables ont un effet négatif sur la construction résidentielle⁶. Si le stock de logements S_t se déprécie au taux constant δ , l'offre agrégée de logements peut s'écrire :

$$S_t = C_t(W_t, P_t) + (1 - \delta) S_{t-1} . \quad (2)$$

Si le prix s'ajuste instantanément, il est déterminé de manière implicite par l'égalité suivante:

$$H_{it}(N_{it}, X_t, P_t, U_t) = C_t(W_t, P_t) + (1 - \delta) S_{t-1} . \quad (3)$$

La réponse du prix aux changements des variables exogènes s'obtient en différenciant totalement (3) et en solutionnant pour dP_t , ce qui donne :

$$dP_t = [\Sigma H_{Ni} dN_{it} + H_x dX_t + H_u dU_t - C_w dW_t - (1 - \delta) dS_{t-1}] / (C_p - H_p) . \quad (4)$$

Puisque $C_p > 0$ alors que $H_p < 0$, l'impact instantané du prix à un changement de la taille du groupe démographique i est sans ambiguïté positif, ce qui est montré dans l'équation (5) :

$$dP_t / dN_{it} = H_{Ni} / (C_p - H_p) > 0 . \quad (5)$$

Après cette réponse initiale, le prix commence à diminuer dans les périodes suivantes même si le choc démographique est permanent. En effet, l'équation (2) implique que le changement de prix à la date t modifie le niveau d'activité dans la construction. En effet :

$$dS_t / dN_{it} = (dS_t / dP_t) \times (dP_t / dN_{it}) = C_p \times H_{Ni} / (C_p - H_p) > 0 . \quad (6)$$

À la période suivante, la réaction du prix à la période $t + 1$ est mitigée par le fait que le stock de logements est alors plus élevé qu'à la date t . Plus exactement, l'impact du choc démographique sur P_{t+1} est donné par :

$$dP_{t+1} / dN_{it} = (dP_{t+1} / dN_{it+1}) \times (dN_{it+1} / dN_{it}) + (dP_{t+1} / dS_t) \times (dS_t / dN_{it}) . \quad (7)$$

L'équation (7) a deux parties. La première montre l'effet direct sur le prix du changement de demande associé au choc démographique qui persiste à la seconde période. La seconde partie capte le changement de prix associé à l'ajustement de stock. Si on suppose que le changement démographique est permanent alors $dN_{it+1} / dN_{it} = 1$. De plus, en substituant l'équation (6) évaluée à $t + 1$ ainsi que l'équation (4) dans l'équation (7), cette dernière s'écrit :

$$dP_{t+1} / dN_{it} = [H_{Ni} / (C_p - H_p)] \times [1 - (1 - \delta) C_p / (C_p - H_p)] . \quad (8)$$

6. Le modèle de Di Pasquale et Wheaton (1994) comporte également un indice de la durée de mise en marché requise pour vendre un logement. Comme le logement doit être financé jusqu'à la vente par le constructeur, le délai de vente et le taux d'intérêt réel ont tous deux un effet négatif sur l'offre de logement.

L'équation (8) montre que dP_{t+1}/dN_{it} est plus petit que dP_t/dN_{it} . Évidemment, puisque le prix est encore anormalement élevé à $t + 1$, la construction demeure plus intense qu'à l'habitude de sorte que le prix continuera à diminuer aux périodes subséquentes. Ce processus se poursuivra jusqu'à ce que le prix retourne à un niveau suffisamment bas pour éliminer le rendement anormalement élevé dans l'industrie de la construction. Si aucune ressource spécifique n'est utilisée par l'industrie, la courbe d'offre de long terme est parfaitement élastique et le prix réel retourne alors à la valeur qu'il avait avant le choc démographique. La vitesse d'ajustement vers le long terme est déterminée par C_p , la sensibilité au prix de la construction.

Ce modèle suppose que le prix s'ajuste instantanément. Di Pasquale et Wheaton (1994) estiment pour leur part que le prix s'ajuste graduellement sur les marchés immobiliers américains puisque la valeur décalée du prix est significative dans l'équation du prix des logements. Nous vérifierons dans la section empirique si le marché canadien se comporte de la même façon⁷.

3. LE MODÈLE EMPIRIQUE

Le modèle empirique estimé s'obtient des équations (1) et (2) dans lesquelles les variables P_t et ΔS_t ont été isolées du côté gauche. Les mesures des variables ainsi que leur liste exacte demandent à être expliquées. Tout d'abord, dans la première équation le prix devrait idéalement permettre d'établir l'évolution du prix d'un logement ayant des caractéristiques fixes dans le temps. C'est là une tâche irréalisable. En effet, les seules données disponibles sont celles des transactions immobilières qui ne concernent à chaque année qu'une faible portion du stock. Le prix moyen des transactions étant sensible aux caractéristiques des logements, il peut fluctuer avec la qualité moyenne des immeubles vendus. Il est *a priori* possible d'empêcher cette fluctuation en comparant les prix relevés de transactions répétées sur une même unité résidentielle. Cependant, le délai entre deux transactions sur un même immeuble est suffisant pour que l'immeuble vieillisse, soit modifié ou que son environnement change. De plus, l'échantillon qu'on obtient des données répétées est très petit. Ces difficultés font en sorte qu'on ne dispose pas d'indices de prix basés sur les transactions répétées au Canada. On doit donc utiliser plutôt le prix moyen sur l'ensemble des transactions et accepter que les caractéristiques de taille, de qualité et d'environnement des logements varient. Ainsi, le taux de variation du prix moyen des transactions est un amalgame du changement du prix unitaire et des caractéristiques.

Pour mesurer le prix réel des logements, nous avons retenu la plus longue série disponible sur une base continue, soit le prix moyen des transactions enregistrées par le Service inter-agences (SIA) que nous avons divisé par l'indice des prix

7. En raison des coûts de transaction élevés, un ajustement graduel des prix peut subsister même lorsque le marché du logement est efficient.

à la consommation⁸. Cette variable est disponible annuellement depuis 1956 pour le Canada. Dans Fortin et Leclerc (1999), nous estimons que la tendance à la hausse de la série s'explique presque entièrement par un biais moyen de 1,7 % par année reflétant l'augmentation tendancielle de la qualité et de la taille des logements. Comme nous le verrons plus loin, le prix a dévié de sa tendance à trois occasions, soit suite à deux rapides poussées du prix réel, l'une entre 1972 et 1974 et l'autre entre 1985 et 1989, et une chute marquée en 1982.

Capter adéquatement les changements démographiques est difficile. L'unité de base la plus naturelle pour la demande de logement est le ménage. Cependant, comme le taux de formation des ménages dépend négativement du coût de maintenir un logement indépendant, le nombre de ménages est endogène dans l'équation du prix du logement. Afin d'éviter qu'un biais de simultanéité sous-estime l'effet de la démographie sur le prix, il faut utiliser une mesure des changements démographiques insensible au prix des logements. Nous pourrions par exemple prendre les taux de formation des ménages à différents groupes d'âge à une année de recensement et les appliquer aux données sur la population pour calculer un nombre ajusté de ménages. Cette approche présente cependant deux faiblesses. Tout d'abord, le taux de formation des ménages pendant l'année de base a été influencé par le prix des logements cette même année. Ensuite, une telle procédure implique que le poids donné à l'âge dans la demande de logement est directement proportionnel au taux de formation des ménages, ce qui est une hypothèse qui semble indûment restrictive. Pour ces raisons, nous avons choisi l'approche suivante. Après avoir calculé le taux de croissance de la population des groupes d'âge 15-24 ans, 25-34 ans, 35-44 ans, 45-54 ans, 55-64 ans et 65 ans et plus, nous avons utilisé ces taux comme variables explicatives dans l'équation de prix⁹. Cette méthode fournit une mesure exogène des chocs démographiques tout en permettant à l'impact de la croissance de la population de varier avec l'âge.

Comme mesure de revenu, nous avons divisé le PIB réel par la population de 15 ans et plus. Construire une série pour le coût d'usage pose cependant des problèmes insurmontables. En effet, même s'il est possible de mesurer assez bien les coûts d'opération du logement, comme les frais énergétiques, les impôts fonciers et les dépenses d'entretien, il en va autrement du taux d'appréciation anticipé du logement, des intérêts payés sur l'hypothèque et ceux sacrifiés sur les fonds propres. En effet, le taux d'endettement du logement est une proportion qui varie beaucoup

8. Jusqu'en 1974, le prix moyen était celui sur l'ensemble des transactions immobilières alors que depuis 1975, des données distinctes portant uniquement sur les immeubles résidentiels sont disponibles. Ces dernières constituant plus de 90 % des transactions, le comportement du prix moyen des immeubles résidentiels est à toutes fins pratiques le même que celui de l'ensemble des propriétés. La série présentée ici est celle du prix résidentiel depuis 1975 et du prix total de 1956 à 1974 dont le niveau fut ajusté pour que le prix sur le total des transactions en 1975 soit identique au prix des transactions résidentielles.

9. En plus des taux de croissance de la population, nous avons tenté de relier le prix réel au niveau de la population mais sans succès. Nous rapportons donc plus loin uniquement les résultats avec les taux de variation.

d'un ménage à l'autre. En outre, les intérêts sacrifiés sur les fonds propres investis dans le logement sont une fonction inverse du taux marginal d'imposition des revenus de placement des ménages n'ayant pas de droits de cotisation inutilisés au Régime enregistré d'épargne retraite. Pour ceux ayant des droits de cotisation inutilisés, le taux de rendement sacrifié est une formule complexe faisant intervenir le taux de rendement avant impôt, le taux d'imposition au moment de l'année de cotisation, celui à l'année des retraits et la durée entre les cotisations et les retraits. Puisque le taux d'endettement, le taux d'imposition et le taux d'appréciation anticipé du logement varient tous trois d'un ménage à l'autre, on ne peut espérer construire une série unique représentative du ménage moyen. Nous avons donc plutôt choisi d'inclure le taux nominal d'intérêt sur les prêts hypothécaires résidentiels à 5 ans. Le taux d'intérêt fournit une approximation du coût de la dette hypothécaire et des rendements sacrifiés sur les fonds propres ainsi que la contrainte de revenu associée aux paiements hypothécaires qui limite la valeur maximale de l'emprunt hypothécaire. Nous ajoutons aussi le taux d'inflation courant, mesuré par le taux de variation annuel de l'indice des prix à la consommation, afin de pouvoir tester si c'est le taux d'intérêt nominal ou réel qui importe.

Dans l'équation du stock de logements, nous avons mesuré ce dernier par le nombre d'unités résidentielles estimé par Statistique Canada¹⁰. Cette équation contient également le taux de croissance du revenu réel car, comme Di Pasquale et Wheaton (1994) l'ont décelé aux États-Unis, la construction répond fortement à la conjoncture économique. Finalement, nous avons ajouté un terme autorégressif du premier ordre, ce qui suggère que la réponse de la construction de nouveaux logements aux chocs est progressive. Soulignons que nous avons exploré différentes façons de capter les chocs sur l'offre de facteurs mais ces résultats ne sont pas présentés car aucune des tentatives que nous avons faites dans cette direction n'a permis de trouver un effet significatif¹¹.

La spécification de base du modèle est donc donnée par :

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 S_{t-1} + \beta_3 \Delta Y_t + u_t \quad , \quad (9)$$

10. Le nombre de logements est mesuré au moment des recensements. Les variations annuelles sont estimées par le nombre de logements complétés duquel on soustrait le nombre de logements pour lesquels un permis de démolition a été accordé par les municipalités. Le changement du nombre d'unités découlant des divisions ou fusions de logements existants sont elles aussi prises en compte par les permis de construction.

11. L'indice des coûts de la construction est disponible de façon continue seulement depuis 1981. En théorie, ces coûts dépendent de l'offre de facteurs et de la demande dérivée de facteurs de production. Ils sont donc théoriquement sensibles aux chocs modifiant la demande de logement. De fait, comme nous le documentons dans Fortin et Leclerc (1999), cet indice présente une forte corrélation positive avec le prix moyen des logements. En outre, lorsque nous avons inclus une plus longue série de cet indice en combinant deux séries distinctes, l'effet estimé de cette variable sur la construction s'est révélé positif, au lieu de l'effet théoriquement négatif qu'on attend de chocs du côté du coût des facteurs de production. Nous avons donc exclu cette variable du modèle. Nous avons également considéré le taux d'utilisation des capacités dans l'industrie de la construction pour capter l'impact des chocs sur l'offre de facteurs mais cette variable, disponible depuis 1962, n'était pas significative.

$$\begin{aligned}
 P_t = & \gamma_0 + \gamma_1 P_{t-1} + \gamma_2 R_t + \gamma_3 Y_t + \gamma_{41} \Delta N(15,24)_t + \gamma_{42} \Delta N(25,34)_t \\
 & + \gamma_{43} \Delta N(35,44)_t + \gamma_{44} \Delta N(45,54)_t + \gamma_{45} \Delta N(55,64)_t + \gamma_{46} \Delta N(65+)_t \\
 & + \gamma_5 S_{t-1} + \gamma_7 INF_t + v_t
 \end{aligned} \tag{10}$$

où :

P_t est le logarithme du prix SIA divisé par l'indice des prix à la consommation,

S_t est le logarithme du stock net de logements,

Y_t est le logarithme du ratio du produit intérieur brut à la population de 15 ans et plus,

R_t est le taux d'intérêt nominal sur les prêts hypothécaires résidentiels à 5 ans,

$\Delta N(A,B)_t$ est le taux de variation du nombre de personnes entre l'âge A et l'âge B, et

$\Delta N(65+)_t$ est le taux de variation du nombre de personnes ayant 65 ans ou plus.

Toutes ces variables sont disponibles annuellement de 1956 à 2000. Cependant, comme des variables retardées apparaissent et qu'il faut différencier, le modèle a été estimé sur la période 1958-2000, soit 43 années. Nous avons soumis ΔS_t et P_t à des tests de stationnarité qui ne permettent pas de rejeter l'hypothèse que ces variables contiennent une racine unitaire. Malgré cela, des corrélations fortuites ne peuvent pas survenir car la variable dépendante décalée apparaît dans la liste de variables explicatives de l'équation de prix et un terme autorégressif est ajouté à la première équation. Notons par ailleurs que le test de cointégration de Johansen ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'une relation de cointégration entre P_t et Y_t ¹². Comme la tendance stochastique du prix réel est commune à celle du revenu réel par habitant, cela conforte l'idée que l'amélioration progressive de la taille et de la qualité des logements découle de la hausse tendancielle du revenu réel. Notons par ailleurs que le nombre de logements n'est pas cointégré avec la population ce qui signifie qu'il y a des chocs permanents sur le taux de formation des ménages¹³.

4. LES RÉSULTATS D'ESTIMATION

Nous avons estimé le système de deux équations par la méthode des moindres carrés à trois étapes, ce qui permet de prendre en compte les corrélations entre les termes d'erreurs des équations du système et de corriger le biais de simultanéité

12. Le test de cointégration de Johansen entre Y et P a été effectué sur une spécification ne comportant aucun élément déterministe dans la relation de cointégration, soit le modèle suggéré par le principe de Pentula. La valeur calculée du test de la trace pour l'hypothèse nulle que le rang est de un contre l'hypothèse rivale qu'il est de zéro atteint 1,121 alors que sa valeur critique à 90 % se situe à 2,706.

13. Cela est le résultat de la réduction progressive de la taille des ménages. À titre d'illustration, entre 1955 et 1995 le rapport entre le nombre de logements et la population de 15 ans et plus a diminué continuellement de 2,67 à 2,09 pour se stabiliser par la suite à ce niveau.

découlant de la présence du prix du logement dans l'équation de variation du stock. L'analyse du modèle nous a de plus obligé à tenir compte d'un coefficient d'autocorrélation du premier ordre de l'erreur aléatoire dans l'équation de variation du stock. La liste d'instruments contient donc toutes les variables exogènes courantes et décalées d'une période¹⁴. Soulignons que les résultats de l'estimation par l'estimateur SUR sont presque identiques, ce qui indique que le biais de simultanéité n'est guère important. Précisons également que la stabilité des coefficients et l'indépendance des résidus a été vérifiée pour les deux équations. Les résultats de diverses spécifications sont présentés au tableau 1.

Considérons tout d'abord la première spécification et portons notre attention en premier lieu sur l'équation de variation du stock. Tel qu'attendu, le prix de même que le taux de croissance du PIB réel par habitant ont un impact positif sur la construction de nouveaux logements alors que le nombre de logements existant au début de l'année a un effet négatif. L'effet du prix est de 0,038 alors que les coefficients de S_{t-1} et de ΔY_t se situent respectivement à -0,045 et à 0,068. Ces trois variables sont significatives au niveau marginal de 1 %. L'autocorrélation du premier ordre est forte (0,59), ce qui indique que la réponse de la construction à un choc sur les prix ou sur le taux de croissance du revenu réel est persistante. Quant à l'équation du prix, l'effet de court terme du revenu réel est estimé à 0,614, celui du taux nominal d'intérêt se situe à -1,25 alors que l'impact du taux d'inflation (1,11) est presque le négatif de l'effet du taux nominal d'intérêt. Ceci suggère que ce pourrait être la différence entre les deux variables, soit le taux réel d'intérêt, qui a un impact négatif sur le prix. On détecte également un effet positif prononcé du prix décalé sur le prix courant. Parmi les différents taux de croissance de la population, seul celui du groupe de 45 à 54 ans a un effet qui, considéré individuellement, est statistiquement différent de zéro. Finalement, le stock de début de période a l'effet négatif attendu mais celui-ci n'est pas significatif au seuil habituel.

14. L'équation de stock est suridentifiée alors que celle du prix réel est exactement identifiée. Pour une discussion de la manière dont on peut estimer par les variables instrumentales une équation avec autocorrélation de l'erreur aléatoire, on peut consulter Greene (2000 : 551).

TABLEAU 1

RÉSULTATS D'ESTIMATION (MOINDRES CARRÉS À TROIS ÉTAPES)

Équation 1 : $\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 S_{t-1} + \beta_3 \Delta Y_t + \beta_4 TUC_t + u_t$			
Variable	Modèle 1 (1958-2000)	Modèle 2 (1958-2000)	Modèle 3 (1958-2000)
Constante	0,300 (0,000)	0,306 (0,000)	0,296 (0,000)
P_t	0,038 (0,000)	0,039 (0,000)	0,039 (0,000)
S_{t-1}	-0,045 (0,000)	-0,046 (0,000)	-0,046 (0,000)
ΔY_t	0,068 (0,000)	0,061 (0,000)	0,093 (0,000)
TUC_t	—	—	—
ρ	0,588 (0,000)	0,629 (0,000)	0,616 (0,000)
R^2	0,898	0,899	0,883

Équation 2 : $P_t = \gamma_0 + \gamma_1 P_{t-1} + \gamma_2 R_t + \gamma_3 Y_t + \gamma_{41} \Delta N(15,24)_t + \gamma_{42} \Delta N(25,34)_t + \gamma_{43} \Delta N(35,44)_t + \gamma_{44} \Delta N(45,54)_t + \gamma_{45} \Delta N(55,64)_t + \gamma_{46} \Delta N(65+)_t + \gamma_5 S_{t-1} + \gamma_7 INF_t + v_t$			
Variable	Modèle 1 (1958-2000)	Modèle 2 (1958-2000)	Modèle 3 (1958-2000)
Constante	0,379 (0,663)	0,147 (0,663)	0,285 (0,356)
P_{t-1}	0,570 (0,000)	0,734 (0,000)	0,777 (0,000)
R_t	-1,250 (0,005)	-1,480 (0,000)	-1,205 (0,000)
Y_t	0,614 (0,018)	0,598 (0,000)	0,653 (0,000)
$\Delta N(15,24)_t$	0,067 (0,934)	—	—
$\Delta N(25,34)_t$	1,533 (0,053)	—	—
$\Delta N(35,44)_t$	0,935 (0,378)	—	—
$\Delta N(45,54)_t$	3,089 (0,003)	—	—
$\Delta N(55,64)_t$	-0,270 (0,829)	—	—
$\Delta N(65+)_t$	3,371 (0,110)	—	—
$\Delta N(25,54)_t$	—	6,44 (0,000)	6,518 (0,000)
S_{t-1}	-0,116 (0,625)	-0,201 (0,155)	-0,277 (0,010)
INF_t	1,110 (0,008)	0,306 (0,410)	—
R^2	0,983	0,978	0,977

NOTE : La valeur entre parenthèses est le niveau marginal du test de nullité du coefficient.

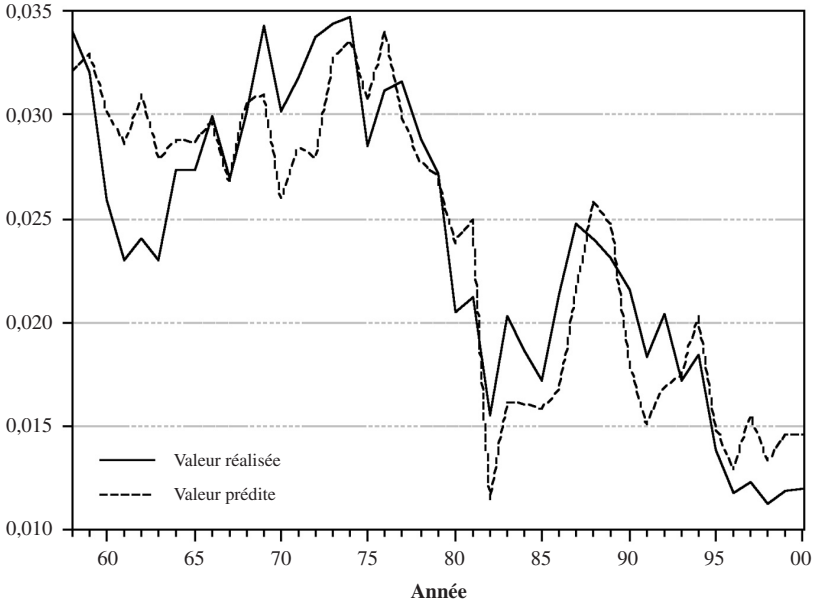
Nous pouvons préciser l'effet de la démographie en simplifiant l'équation de prix. En effet, seule la croissance de la population ayant entre 25 et 54 ans importe puisque le test des hypothèses jointes $\gamma_{41} = 0$, $\gamma_{42} = \gamma_{43}$, $\gamma_{42} = \gamma_{44}$, $\gamma_{45} = 0$ et $\gamma_{46} = 0$ a une $\chi^2(5)$ calculée de 7,35 et un niveau marginal de 0,20. Nous retrouvons donc ici la même variable démographique identifiée par Laycock (1978). En imposant ces restrictions, on trouve les résultats présentés à la seconde colonne. Dans la première équation, le principal changement se manifeste sur le coefficient de ΔY_t qui diminue légèrement pour se situer à 0,061. Les changements sont cependant plus prononcés dans l'équation du prix. L'impact de la croissance de la population se situe à 6,444 et est hautement significatif. L'effet du prix décalé (0,734) et du taux nominal d'intérêt (-1,480) augmentent tandis que celui du taux d'inflation (0,306) diminue considérablement et n'est plus statistiquement significatif. Quant au stock de début de période, son impact absolu (-0,201) augmente et atteint un niveau marginal de 15 %.

Dans le deuxième modèle le taux d'inflation n'est plus significatif. Nous avons testé si c'est le taux réel d'intérêt qui devrait apparaître. Comme cette hypothèse est rejetée, nous présentons dans la troisième colonne les résultats sans le taux d'inflation, qui est le modèle final que nous retenons. Par rapport au modèle 1, le test des hypothèses jointes restreignant l'impact de la démographie et éliminant le taux d'inflation a une $\chi^2(6)$ calculée de 11,50 et un niveau marginal de 0,075. Curieusement, cette restriction sur l'équation du prix modifie l'effet de la croissance du revenu sur la construction de nouveaux logements puisque le coefficient passe de 0,061 à 0,093. Dans l'équation du prix, l'impact du taux d'intérêt nominal descend à -1,205 alors que celui du revenu (0,653) et du stock de début de période (-0,277) connaissent tous deux une augmentation. Cette dernière variable devient cette fois significative au seuil de 1 %. L'impact du prix décalé et de la croissance de la population demeurent pour leur part presque les mêmes. Les variables dépendantes observées et prédites sont présentées dans le graphique 1. Étant donné les coefficients de détermination élevés des deux équations, il est peu surprenant de constater que les séries prédites suivent de près les séries observées. Notamment, le modèle capte bien les booms du début des années soixante-dix et de la deuxième moitié des années quatre-vingt, la forte baisse d'activité du secteur pendant la récession de 1982 et le long marasme des années quatre-vingt-dix.

GRAPHIQUE 1

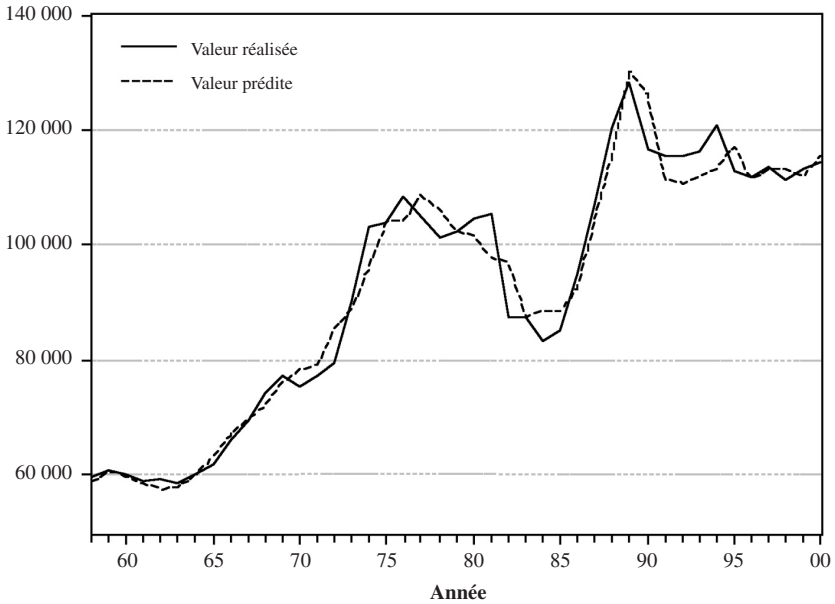
VALEUR RÉALISÉE ET PRÉDITE DES VARIABLES ENDOGÈNES

Taux de croissance du nombre de logements



(en \$ de 1986)

Prix réel des logements



La dynamique d'ajustement du modèle est un peu plus complexe que celle du modèle théorique. Tout d'abord, l'équation de variation du stock possède une racine autorégressive du premier ordre positive, ce qui introduit une réaction persistante de ΔS . En outre, P_{t-1} apparaît dans l'équation de P_t ce qui implique que les chocs sur les prix sont eux-mêmes persistants, un constat identique à celui de Di Pasquale et Wheaton (1994). Ainsi, un choc temporaire sur la démographie a un effet persistant sur le prix, mais cet effet n'est pas permanent car le coefficient associé à P_{t-1} (γ_1) est inférieur à l'unité. Ce processus est accéléré par la dynamique d'ajustement du stock car une hausse de 1 % de S_t réduit le prix réel de 0,277 % à la période $t + 1$ alors que l'équation de ΔS_t montre qu'une baisse du prix réel de 1 % ralentit la croissance du stock de logements de 0,039 %. Ainsi, au coefficient direct de P_{t-1} , qui est de 0,7647, on retranche 0,011, soit le produit de -0,277 et de 0,039. Même si aucune variable démographique n'apparaît dans l'équation de ΔS_t , nous constatons comme Lewis (1997) que la croissance du nombre de ménages demeure un déterminant important de l'activité de construction. Nous montrons ici cependant que cet impact passe nécessairement par une variation du prix réel du logement, donc de la rentabilité des investissements dans ce secteur. Par ailleurs, le prix d'équilibre de long terme n'est pas fixe car sa tendance stochastique est commune à celle du revenu réel par habitant. Dans le modèle, une hausse de 1 % du revenu réel fait augmenter le prix réel de 1,4 % à long terme.

5. CONTRIBUTION DES CHOCX AUX VARIABLES EXOGÈNES

Trois variables exercent une impulsion exogène sur le modèle : la croissance du revenu réel, la croissance de la population de 25 à 54 ans et le taux d'intérêt sur les prêts hypothécaires à 5 ans. L'évolution de ces variables est montrée dans le graphique 2. Cette section permet de préciser quel fut l'effet des fluctuations de ces variables sur le prix réel et le nombre de logements au Canada. Plutôt que de porter attention à chacune des années, nous avons choisi pour fins de discussion de séparer chaque décennie pour obtenir quatre épisodes, soit 1961-1970, 1971-1980, 1981-1990 et 1991-2000. La moyenne décennale des trois variables exogènes est présentée dans la partie supérieure du tableau 2 alors que la partie inférieure montre le changement de moyenne par rapport à la décennie précédente.

GRAPHIQUE 2

VALEUR DES VARIABLES EXOGÈNES

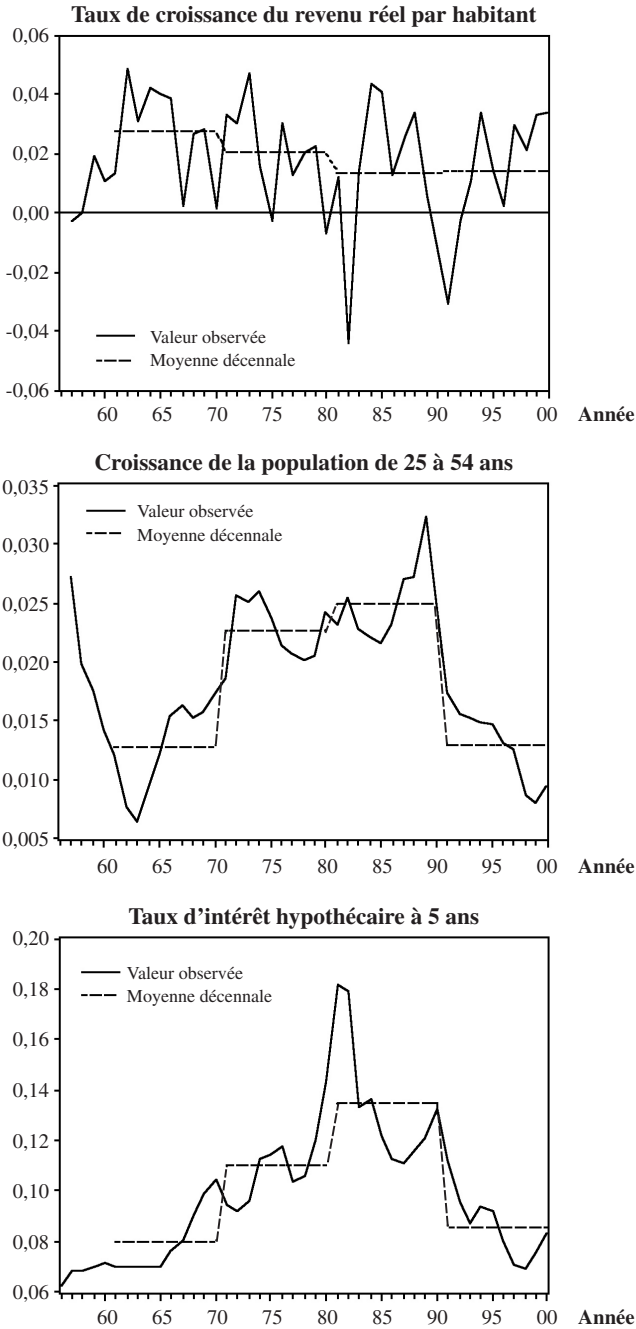


TABLEAU 2

DONNÉES HISTORIQUES SUR LES VARIABLES EXOGÈNES

	$\Delta(Y)$	$\Delta N(25,54)$	R
Période	Moyenne pour la décennie		
1961-1970	2,74 %	1,28 %	8,00 %
1971-1980	2,04 %	2,26 %	10,99 %
1981-1990	1,32 %	2,49 %	13,44 %
1991-2000	1,45 %	1,30 %	8,58 %
	Changement par rapport à la décennie précédente		
1971-1980 moins 1961-1970	-0,70 %	0,98 %	2,99 %
1981-1990 moins 1971-1980	-0,71 %	0,24 %	2,45 %
1991-2000 moins 1981-1990	0,13 %	-1,20 %	-4,86 %

SOURCE : Statistique Canada

On constate tout d'abord que le taux de croissance annuel moyen du revenu réel par habitant, qui s'établissait à 2,74 % dans les années soixante, a diminué à 2,04 % dans les années soixante-dix (-0,70 point de pourcentage entre les années soixante et soixante-dix) pour se situer ensuite à 1,32 % par année en moyenne dans les années quatre-vingt (-0,71 point de pourcentage entre les années soixante-dix et quatre-vingt). Pendant les années quatre-vingt-dix, ce taux est demeuré à peu de choses près le même que dans les années quatre-vingt (1,45 %). Le taux de croissance annuel de la population s'est pour sa part accéléré entre les années soixante et soixante-dix, passant de 1,28 % à 2,26 % (+0,98 point de pourcentage), rythme qui s'est encore légèrement accéléré dans les années quatre-vingt pour atteindre 2,49 % (+0,24 point de pourcentage). Le ralentissement de la croissance de la population fut très rapide au début des années quatre-vingt-dix, passant de 3,2 % en 1989 à 1,5 % en 1992 et à moins de 1 % en 2000, pour une moyenne décennale de seulement 1,30 % (-1,20 point de pourcentage entre les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix). Finalement, le taux d'intérêt sur les prêts hypothécaires à cinq ans qui se situait à 8 % en moyenne dans les années soixante a augmenté de trois points de pourcentage dans les années soixante-dix et de près de deux points additionnels en moyenne dans les années quatre-vingt pour se situer à 13,44 %. Il a cependant connu une baisse très forte dans les années quatre-vingt-dix, reculant de presque cinq points de pourcentage à 8,58 %.

Nos simulations ont pour but d'établir comment les fluctuations des variables par rapport à leur taux de croissance moyen de long terme ont contribué à faire dévier le prix réel de sa tendance qui est dictée par celle du revenu réel. Nous avons utilisé les coefficients du troisième modèle pour reconstruire des séries simulées de prix et de stock de logements en utilisant trois scénarios du sentier des variables exogènes. Dans le premier scénario nous maintenons constante tout au long de la période 1956-2000 la croissance du revenu réel à sa valeur moyenne de 1,78 % par année, de sorte que seuls le taux d'intérêt et la croissance de la population causent des chocs externes. La différence par rapport aux valeurs réelles des variables endogènes est donc attribuable uniquement aux accélérations et ralentissements de la croissance économique. Dans le second scénario, la croissance de la population est maintenue constante à son taux annuel moyen de 1,84 %, de sorte que l'écart au réel dépend seulement des fluctuations démographiques. Finalement, nous maintenons le taux d'intérêt constant à 9,87 %, sa moyenne historique de 1956 à 2000, dans un dernier scénario. Nous pouvons ainsi simuler comment les changements de taux d'intérêt ont contribué à modifier le prix réel des logements et la construction de nouveaux logements. Les résultats de cet exercice sont présentés dans le graphique 3 et au tableau 3.

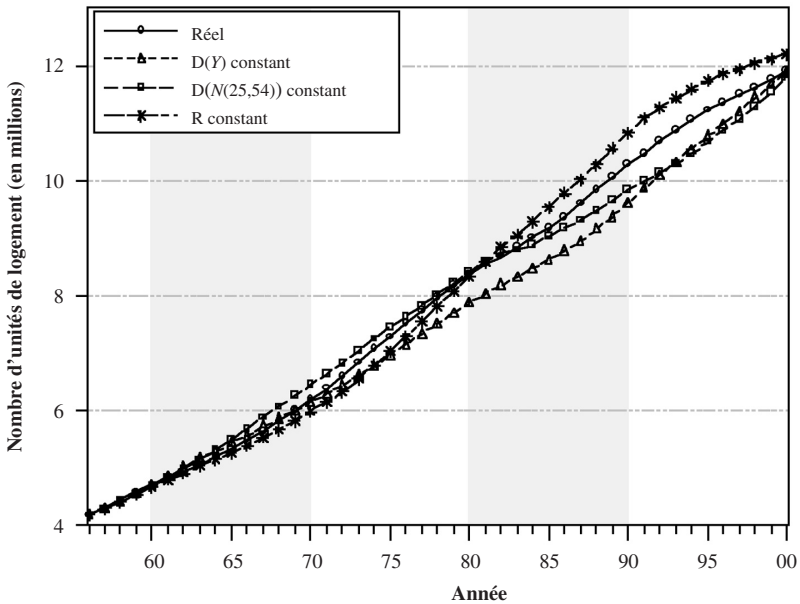
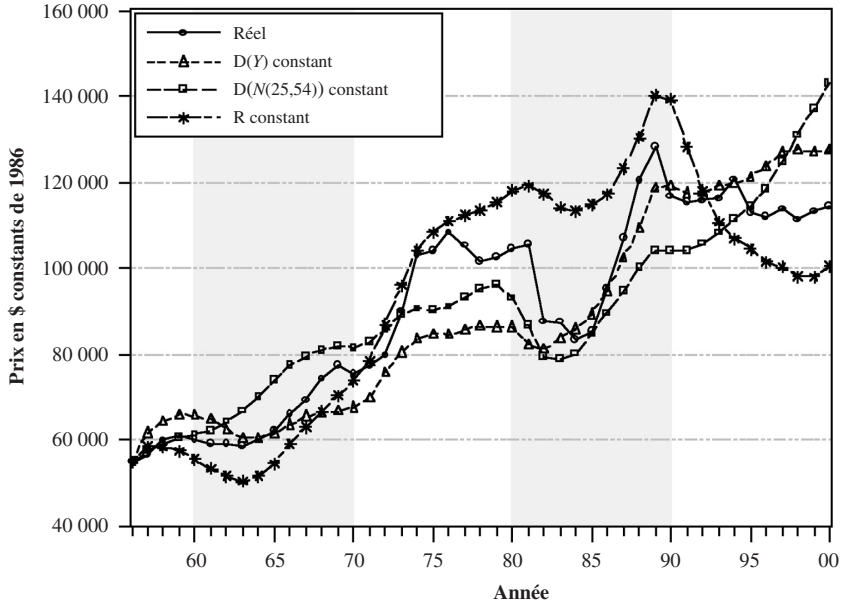
TABLEAU 3

ÉCART DE PRIX RÉSULTANT DES CHOCES SUR LES VARIABLES EXOGÈNES

Période	Prix moyen	Impact de R	Impact de $\Delta N(25,54)$	Impact de $\Delta(Y)$
1960	59 969 \$	7,38 %	-2,23 %	-9,37 %
1970	75 415 \$	2,11 %	-7,74 %	10,55 %
1980	104 637 \$	-12,73 %	11,21 %	17,61 %
1990	116 576 \$	-19,37 %	10,68 %	-2,19 %
2000	114 522 \$	12,35 %	-24,91 %	-11,20 %
Changement par rapport à la décennie précédente				
1960-1970	25,76 %	-5,27 %	-5,51 %	19,92 %
1970-1980	38,75 %	-14,83 %	18,94 %	7,06 %
1980-1990	11,41 %	-6,65 %	-0,53 %	-19,80 %
1990-2000	-1,76 %	31,72 %	-35,59 %	-9,01 %

GRAPHIQUE 3

IMPACT DES CHOCX AUX VARIABLES EXOGÈNES



Ces simulations permettent de dégager les constats suivants sur l'évolution du prix des logements. Tout d'abord les fluctuations des taux d'intérêt ont eu un impact très important sur le prix réel. Au début des années soixante, les taux d'intérêt faibles contribuaient à hausser le prix réel. Comme on peut le constater au graphique 3, l'effet maximal se produisit alors en 1964 (+16,6 %), le prix réel étant de 60 128 \$ par rapport à un prix simulé de 51 548 \$. Par contre, à partir de 1976 et jusqu'en 1990 les taux d'intérêt atteignaient des niveaux suffisamment élevés pour amoindrir de façon importante le prix des logements. Cet impact négatif culmina entre 1982 et 1985 en faisant baisser le prix de 33,7 % en moyenne. Comme cet effet se situait à -12,73 % en 1980, le modèle estime que la poussée des taux d'intérêt du début des années quatre-vingt a contribué à faire diminuer le prix des logements de plus de 20 %. À partir de 1992 toutefois, les taux d'intérêt fléchirent de façon marquée de sorte qu'en 2000 le prix des logements dépassait de 12,35 % celui qui aurait été observé si le taux d'intérêt sur les prêts hypothécaires était demeuré constant à 9,87 %. Par rapport à la situation qui prévalait en 1990 (-19,37 %), la baisse des taux a redressé le prix de 31,72 % en dix ans.

Le deuxième constat est l'impact substantiel de la démographie sur le prix réel. L'arrivée de la génération du *baby-boom* dans le groupe d'âge 25-54 ans a augmenté la pression démographique sur le prix des logements pendant 20 ans, soit entre 1973 et 1994. Cette pression soutenait une hausse de prix moyenne d'environ 10 % tout au long de cette période. Par contre, la démographie contribuait à réduire le prix moyen des logements de presque 8 % en 1970 et de près de 25 % en 2000. Ces mouvements démographiques ont causé d'importants revers de situation sur des périodes de 10 ans. Ainsi, entre 1970 et 1980, ils ont contribué à faire augmenter le prix des logements de près de 19 % (de -7,74 % en 1970 à +11,24 % en 1980). À l'inverse, l'impact étant passé de 10,68 % en 1990 à -24,91 % en 2000, le rapide ralentissement de croissance de la population a causé une baisse de 35,59 % du prix des logements. Il est particulièrement intéressant de noter que pendant les trois dernières décennies, à l'exception de la poussée des taux de 1982, les mouvements des taux d'intérêt ont généralement contrebalancé les changements démographiques, de sorte que l'effet joint des deux variables sur le prix réel fut relativement faible. Les mouvements en sens opposés des deux variables ne sont peut être pas fortuits car, comme le montre Manchester (1989), l'accroissement de la demande de logement associé au passage d'une génération nombreuse s'accompagne d'une demande de crédit plus forte et d'une hausse des taux d'intérêt, ce qui limite l'accroissement du prix des logements.

La dernière colonne montre l'effet des fluctuations de la croissance du revenu réel. C'est pendant les années soixante que la croissance du revenu a le plus contribué à faire augmenter le prix des logements, puisque l'écart à la tendance est passé de -9,37 % en 1960 à +10,55 % en 1970, un changement de +19,92 % en dix ans. À l'opposé, le ralentissement de croissance des années quatre-vingt a causé un recul de prix de 19,80 %, l'écart à la tendance passant de +17,61 % en 1980 à -2,19 % en 1990. Pendant les années quatre-vingt-dix, la croissance du revenu s'étant de nouveau ralentie, le prix diminua de 9 % additionnel de sorte que l'écart à la tendance se situait à -11,20 % en 2000.

Le tableau 4 montre l'impact de ces mêmes scénarios sur la croissance du stock de logements. Le taux de croissance annuel moyen de chaque décennie est montré dans la seconde colonne. On constate le ralentissement du taux de croissance du nombre de logements depuis 20 ans, puisqu'il est passé de 2,76 % dans les années soixante et 3,02 % dans les années soixante-dix à 2,07 % dans les années quatre-vingt et seulement 1,47 % dans les années quatre-vingt-dix. Les simulations montrent que la croissance économique plus rapide a contribué à ajouter 0,54 point de pourcentage à ce taux de croissance dans les années soixante-dix et à soustraire 0,65 points de pourcentage dans les années quatre-vingt-dix. La croissance démographique plus lente en a pour sa part retranché 0,47 point de pourcentage dans les années soixante et 0,36 point dans les années quatre-vingt-dix. Par contre, elle a permis d'augmenter de 0,36 point de pourcentage dans les années soixante-dix et de 0,51 point dans les années quatre-vingt le taux de croissance annuel moyen du nombre de logements. Finalement, les hausses de taux d'intérêt ont réduit le taux de croissance du nombre de logements de 0,31 point de pourcentage dans les années soixante-dix et de 0,55 point additionnel dans les années quatre-vingt alors que la modération des taux d'intérêt des années quatre-vingt-dix a permis une remontée de 0,27 point de pourcentage du taux de croissance. Comme on peut le constater dans le graphique 3, toutes les simulations situent le stock de logements en 2000 dans une fourchette étroite autour du nombre actuel, soit un stock inférieur de 0,57 % pour le scénario de croissance économique stable ou un stock supérieur de 3,4 % si le taux d'intérêt avait été constant.

TABLEAU 4

EFFET DES CHOCs SUR LE TAUX DE CROISSANCE ANNUEL DU NOMBRE DE LOGEMENTS

Période	Δ observé	Effet de $\Delta(Y)$	Effet de $\Delta N(25,54)$	Effet de R
1961-1970	2,76 %	0,07 %	-0,47 %	0,27 %
1971-1980	3,02 %	0,54 %	0,36 %	-0,31 %
1981-1990	2,07 %	0,06 %	0,51 %	-0,55 %
1991-2000	1,47 %	-0,65 %	-0,36 %	0,27 %

6. COUP D'OEIL SUR LE FUTUR

Étant donné l'impact qu'a eu le ralentissement de la croissance démographique sur le prix des logements dans les années quatre-vingt-dix, il est pertinent de s'interroger sur la possibilité que la poursuite du vieillissement fasse diminuer davantage les prix dans le futur. À cette fin, nous avons établi des scénarios d'évolution des variables exogènes en combinant les perspectives démographiques de

Statistique Canada avec diverses hypothèses concernant l'évolution du taux d'intérêt et de la croissance du revenu réel par habitant. Nous avons ainsi retenu cinq combinaisons décrites au tableau 5. Le scénario A est celui où la demande de logements est la plus forte. On y suppose que la croissance du revenu poursuit la tendance de la période 1956-2000, soit une augmentation annuelle moyenne du revenu réel par personne de 15 ans et plus de 1,78 % par année tandis que le taux d'intérêt demeure à 7 % et la croissance de la population suit le scénario de croissance forte de Statistique Canada. Les scénarios B, C et D modifient une à la fois les hypothèses sur l'évolution des trois variables exogènes. Dans le scénario B, la population augmente selon le rythme prévu dans le scénario de croissance moyenne de Statistique Canada, soit un taux de progression annuel de la population de 25 à 54 ans de 0,17 % par rapport à 0,34 % dans le scénario de croissance forte¹⁵. Comme on le constate dans le graphique 4, la croissance de la population continuera de ralentir même si l'hypothèse forte de Statistique Canada se réalise. Cependant, la diminution du taux de croissance sera beaucoup plus faible que celle qui s'est produite au début des années quatre-vingt-dix. Dans le scénario C, le taux d'intérêt se situe à 8 % plutôt qu'à 7 % tandis que dans le scénario D, la croissance du revenu réel par habitant se situe à 1,40 % par année, soit la moyenne sur la période 1980-2000. Finalement, le scénario E combine les trois hypothèses les plus pessimistes concernant l'évolution des variables exogènes.

TABLEAU 5

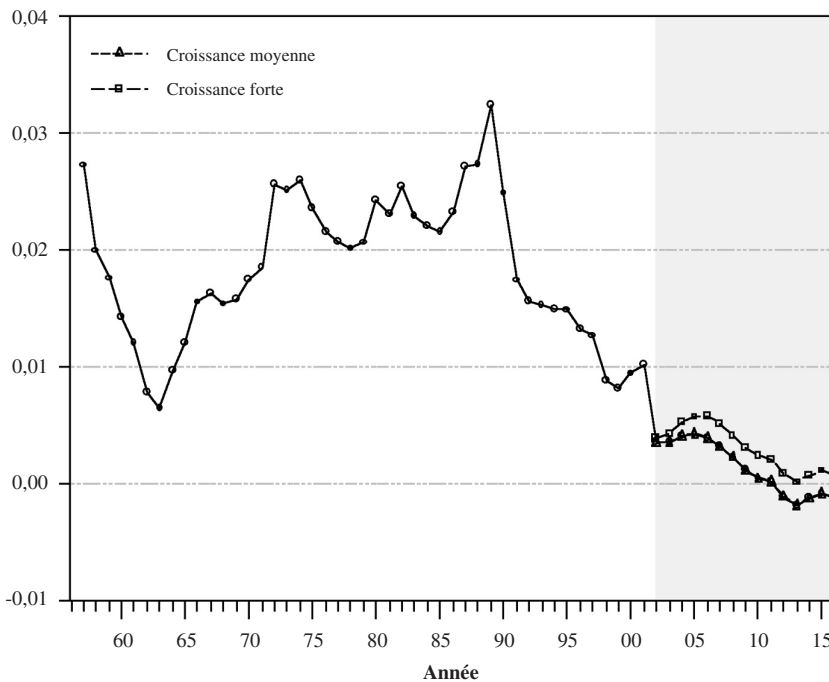
DESCRIPTION DES SCÉNARIOS DE PRÉVISION

Nom du scénario	$\Delta(Y)$	$\Delta N(25,54)$	<i>R</i>
A	1,78 % / année	Forte	7 %
B	1,78 % / année	Moyenne	7 %
C	1,78 % / année	Forte	8 %
D	1,40 % / année	Forte	7 %
E	1,40 % / année	Moyenne	8 %

15. Nous n'avons pas retenu le scénario de croissance faible car la croissance observée en 2001 a dépassé celle du scénario de croissance forte, laissant entrevoir que la croissance faible a peu de chances de se matérialiser.

GRAPHIQUE 4

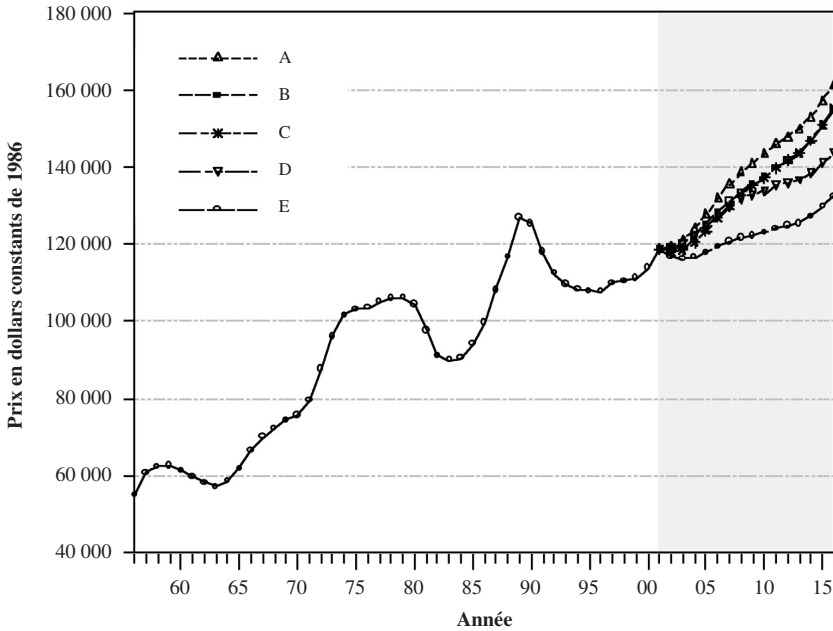
TAUX DE CROISSANCE DE LA POPULATION DE 25 À 54 ANS



Les simulations de prix présentées dans le graphique 5 montrent qu'à un horizon de 15 ans, c'est la croissance du revenu réel qui est le déterminant le plus important du prix des logements. En effet, par rapport au scénario A qui prévoit un prix réel de 161 300 \$ en 2016 et un taux de croissance annuel moyen du prix réel de 2,06 %, le scénario D prévoit un taux de croissance moyen de seulement 1,3 % de sorte que le prix réel est seulement 143 800 \$ en 2016. Par comparaison, le prix se situe à 154 700 \$ dans le scénario B associé à la croissance démographique moyenne de Statistique Canada (un taux de croissance annuel moyen de 1,78 %), soit presque le même prix que si on suppose un taux d'intérêt de 8 % comme dans le scénario C. Cela signifie que la différence d'impact entre la croissance démographique moyenne et forte équivaut à une hausse de un point de pourcentage du taux d'intérêt. Finalement, dans le scénario E combinant la croissance démographique moyenne, un taux annuel de croissance du revenu de 1,4 % par année et un taux d'intérêt de 8 %, le prix réel se situe à 132 500 \$, une progression annuelle moyenne de seulement 0,75 %. Ainsi, à moins que la croissance économique moyenne soit très mauvaise ou que les taux d'intérêt connaissent une remontée significative, il est peu vraisemblable que le prix réel des logements connaisse une baisse au cours des 15 prochaines années. Pour ce qui est de l'impact de la démographie sur le marché du logement, le pire s'est passé au début des années quatre-vingt-dix.

GRAPHIQUE 5

PROJECTION DU PRIX RÉEL DES LOGEMENTS



CONCLUSION

Le prix réel des logements au Canada a connu une vive progression entre 1971 et 1974 de même qu'entre 1985 et 1989 alors que de fortes baisses de prix sont survenues pendant les récessions de 1981-82 et de 1990-92. Le modèle final que nous avons retenu pour expliquer ces mouvements est semblable à celui de Di Pasquale et Wheaton. Nous concluons, comme eux, que la démographie a contribué de façon significative aux fluctuations du prix des logements au Canada et que dans les années quatre-vingt-dix, cet effet a été un des éléments explicatifs du déclin du marché de l'immobilier. Cependant, l'effet que nous estimons de la démographie est plus important puisque le ralentissement de la croissance de la population de 25 à 54 ans ressort comme le principal facteur expliquant ce déclin. En effet, l'impact du *baby-boom* sur le prix a culminé en 1989 et le ralentissement soudain observé de la croissance de la population de 25 à 54 ans dans les années quatre-vingt-dix a poussé les prix à la baisse de près de 35 % pendant la dernière décennie. La croissance économique plus faible a commencé à jouer dans les années quatre-vingt et cet impact négatif s'est maintenu dans les années quatre-vingt-dix. La hausse des taux d'intérêt a pour sa part été un facteur négatif dans les années soixante-dix et quatre-vingt, limitant ainsi l'impact démographique, alors que la baisse marquée du taux d'intérêt sur les prêts hypothécaires à l'habitation dans la dernière décennie a permis de maintenir la demande et empêché un déclin plus marqué du prix des

logements et de la construction. Il est intéressant de souligner que ces mouvements du taux d'intérêt ont systématiquement compensé l'effet de la démographie sur le prix des logements, ce qui est conforme aux prévisions du modèle de Manchester (1989).

Les perspectives à long terme laissent cependant entrevoir que le pire du déclin du prix réel des logements est maintenant derrière nous. En effet, malgré la perspective que la croissance de la population soit encore plus faible dans les prochaines décennies que celle que nous avons récemment connue, la progression du revenu réel devrait être plus que suffisante pour soutenir le prix réel des logements. En effet, même si l'offre de long terme est parfaitement élastique, le prix de long terme est proportionnel au revenu réel par personne adulte car la qualité et la taille du logement en dépendent. Seule une hausse significative du taux d'intérêt combinée à une croissance économique anémique pourrait provoquer une baisse importante du prix réel des logements dans les 15 prochaines années.

ANNEXE 1

SOURCES DES DONNÉES

Prix des logements du Service inter-agences : l'Association canadienne de l'immeuble.

Indice du prix des logements neufs : CANSIM I, série P10248 de 1981 à 2001 raccordée avec la série antérieurement publiée pour la période 1971-1981 par Statistique Canada.

Stock de logements : CANSIM I, série D845803.

PIB réel : CANSIM I, série D141166 de 1961 à 1981 raccordée avec la moyenne annuelle pour la période 1956-1960 de la série D20588 extraite en 1998 de la base CANSIM.

Indice des prix à la consommation : CANSIM I, séries P200000.

Taux d'intérêt hypothécaire à cinq ans : CANSIM I, série B14051.

Population par groupes d'âge : calculs des auteurs basés sur les séries de CANSIM II V466776, V466797, V466815, V466836, V466857, V466875, V466896, V466914, V466971, V466686.

Projections de population pour le Canada : calculs des auteurs basés sur plusieurs séries extraites de la matrice 052-0001 de CANSIM II.

Taux d'utilisation des capacités dans l'industrie de la construction : CANSIM II, série V142842.

BIBLIOGRAPHIE

- BAXTER, D. (1997), *Demographics and the Future of Housing Demand in Canada: The Myth of the Vanishing Purchaser*, The Urban Futures Institute, Vancouver, B. C.
- DI PASQUALE, D. et W. C. WHEATON (1992), « The Cost of Capital, Tax Reform, and the Future of the Rental Housing Market », *Journal of Urban Economics*, 31(3) : 337-59.
- DI PASQUALE, D. et W. C. WHEATON (1994), « Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices », *Journal of Urban Economics*, 35 : 1-27.
- ENGELHARDT, G. V. et J. M. POTERBA (1991), « House Prices and Demographic Change », *Journal of Regional Science and Urban Economics*, 21 : 539-546.
- ERMISCH, J. (1996), « The Demand for Housing in Britain and Population Ageing: Microeconomic Evidence », *Economica*, 63 : 383-404.
- FAIR, R. C. et K. M. DOMINGUEZ (1991), « Effects of the Changing U.S. Age Distribution on Macroeconomics Equations », *American Economic Review*, 81(5), note 13 : 1 286.
- FOOT, D., en collaboration avec D. STOFFMAN (1996). *Entre le boom et l'écho. Comment mettre à profit la réalité démographique*, Montréal : Boréal, 307 pages. (Collection Info Presse).
- FORTIN, M. et A. LECLERC (1999), *Changements démographiques et prix réel des logements au Canada*, Société canadienne d'hypothèque et de logement, octobre 1999, 117 pages.
- GOY, R. et M. STEELE (1994), *Alternative Constant – Quality Price Indexes for Modest Houses and Condominiums in Kitchener Waterloo*, Richard Goy Consulting, Guelph and department of economics, University of Guelph.
- GRANGER, C. et P. NEWBOLD (1974), « Spurious Regressions in Econometrics », *Journal of Econometrics*, 2 : 111-120.
- GREEN, R. et P. H. HENDERSHOTT (1996), « Age, Housing Demand and Real House Prices », *Journal of Regional Science and Urban Economics*, 26 : 465-480.
- GREENE, W. H (2000), *Econometric Analysis*, 4^e édition, Prentice Hall.
- HAMILTON, B. W. (1991), « The Baby-Boom, the Baby Bust, and the Housing Market : A Second Look », *Journal of Regional Science and Urban Economics*, 21 : 547-552.
- HENDERSHOTT, P. H. (1991), « Are Real House Prices Likely to Decline by 47 Percent? », *Journal of Regional Science and Urban Economics*, 21 : 553-563.
- HOLLAND, A. S. (1991), « The Baby Boom and the Housing Market: Another Look at the Evidence », *Journal of Regional Science and Urban Economics*, 21 : 565-571.
- HOLLY, S. et N. JONES (1997), « House Prices since the 1940s: Cointegration, Demography and Asymmetries », *Economic Modeling*, 14 : 549-65.

- LAYCOCK, W., *Housing Prices of the Seventies: Perspectives and Analysis*, Étude No 78.05, Direction de la recherche économique, Commission de lutte à l'inflation, Ottawa, 1978.
- LEVIN, E. J. et R. E. WRIGHT (1997), « The Impact of Speculation on House Prices in the United Kingdom », *Economic Modelling*, 14 : 567-585.
- LEWIS, R. (1997), *Perspectives à long terme du logement : augmentation des ménages au Canada et dans les provinces, 1991-2016*, Société canadienne d'hypothèques et de logement, Ottawa.
- MANCHESTER, J. (1989), « The Baby Boom, Housing and Loanable funds », *Revue canadienne d'économique*, 23(1) : 128-149.
- MANKIW, N. G. et D. N. WEIL (1989), « The Baby Boom, the Baby Bust and the Housing Market », *Journal of Regional Science and Urban Economics*, 19 : 235-258.
- MANKIW, N. G. et D. N. WEIL (1991), « The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market: A Reply to Our Critics », *Journal of Regional Science and Urban Economics*, 21(4) : 573-79.
- MILLER, G. H. JR. (1988), « Demographic Influences on Household Growth and Housing Activity », *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City*, septembre/octobre : 34-48.
- OHTAKE, F. et M. SHINTANI (1996), « The Effect of Demographics on the Japanese Housing Market », *Journal of Regional Science and Urban Economics*, 26 : 189-201.
- PITKIN, J. R. et W. MYERS (1994), « The Specification of Demographic Effects on Housing Demand: Avoiding the Age-Cohort Fallacy », *Journal of Housing Economics*, 3 : 240-250.
- POTERBA, J. M. (1991), « House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography », *Brookings Papers on Economic Activity* : 143-203.
- SKABURSKIS, A. (1997), « Gender Differences in Housing Demand », *Urban Studies*, 34(2) : 275-320.
- STATISTIQUE CANADA (1973), *Population 1921-1971. Révision des estimations annuelles de la population par sexe et par groupe d'âge, Canada et provinces*, 91-512, MIC, Ottawa.
- STATISTIQUE CANADA (1994), *Projections démographiques pour le Canada, les provinces et les territoires : 1993-2016*, 91-520, MIST, Ottawa.
- SWAN, C. (1995), « Demography and the Demand for Housing: A Reinterpretation of the Mankiw-Weil Demand Variable », *Journal of Regional Science and Urban Economics*, 25(1) : 41-58.
- STEELE, M. (1979), *La demande de logements au Canada*, Catalogue 99-763F, Ministère de l'approvisionnement et services, Canada, 223 p.
- WOODWARD, S. (1991), « Economists' Prejudices: Why the Mankiw-Weil Story Is Not Credible », *Regional science and Urban Economics*, 21 : 531-537.