



# RAPPORT DE RECHERCHE

LA VARIATION DES PRIX DES  
LOGEMENTS AU CANADA



# SCHL—AU CŒUR DE L'HABITATION

La Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL) est l'organisme fédéral responsable de l'habitation. Elle aide les Canadiens à avoir accès à un vaste choix de logements de qualité, à prix abordable.

Le Programme d'assurance prêt hypothécaire de la SCHL a aidé de nombreux Canadiens à réaliser leur rêve de posséder une maison. La SCHL offre une aide financière pour que les Canadiens les plus démunis puissent se procurer un logement convenable, à prix abordable. Par l'entremise de ses activités de recherche, la SCHL stimule l'innovation dans les domaines suivants: conception des habitations, technologie du bâtiment, urbanisme, options de logement et financement. La SCHL s'associe également avec le secteur de l'habitation et les autres membres d'Équipe Canada afin de vendre les produits et le savoir-faire canadiens sur les marchés étrangers et, ainsi, de créer des emplois ici-même, au pays.

La SCHL offre aux consommateurs et aux membres du secteur de l'habitation une vaste gamme de produits d'information susceptibles de les aider à prendre des décisions éclairées concernant leurs achats ou leurs affaires. Avec la plus vaste gamme d'information sur l'habitation et les logements au Canada, la SCHL est le plus important diffuseur d'information sur l'habitation au pays.

Par ses activités, la SCHL contribue à l'amélioration de la qualité de vie des Canadiens, dans toutes les collectivités du pays. Elle les aide à vivre dans des maisons sûres à tout point de vue. Elle est vraiment «au cœur de l'habitation».

Les Canadiens peuvent se procurer l'information diffusée par la SCHL dans différents points de vente et dans ses bureaux régionaux.

Vous pouvez aussi communiquer avec nous par téléphone : 1 800 668-2642  
(à l'extérieur du Canada : 613 748-2003)  
ou par télécopieur : 1 800 245-9274  
(à l'extérieur du Canada : 613 748-2016)

Pour nous joindre en direct, visitez notre page d'accueil à l'adresse suivante : [www.schl.ca](http://www.schl.ca)

La Société canadienne d'hypothèques et de logement souscrit à la politique du gouvernement fédéral sur l'accès des personnes handicapées à l'information. Si vous désirez obtenir la présente publication sur des supports de substitution, composez le 1 800 668-2642.



**Université du Québec à Montréal**

Case postale 8888, succursale Centre-Ville  
Montréal (Québec) Canada  
H3C 3P8  
Téléphone: (514) 987-4114  
Télécopieur: (514) 987-8494  
Département des sciences économiques

**SCHL Référence Dossier no 6625-43**

# **La variation des prix des logements au Canada**

## **Rapport final**

Préparé pour la

**Société canadienne d'hypothèques et de logement**

par

**Yvon Fauvel, PhD**

Département des sciences économiques  
Université du Québec à Montréal  
Adresse électronique: [fauvel.yvon@uqam.ca](mailto:fauvel.yvon@uqam.ca)  
Téléphone : 514-987 3000 poste 3502

Février 2005



## SOMMAIRE

La croissance marquée des prix des logements au Canada depuis le début des années 2000 a attiré l'attention des analystes et des chercheurs qui ont voulu mieux comprendre les sources de ces fluctuations, leur dynamique et leur incidence sur la tenue de l'économie globale. La présente étude s'inscrit dans cet objectif. Elle vise à expliquer les variations des prix des logements au Canada, tant au niveau national qu'au niveau des grandes régions métropolitaines. Elle prend en considération à la fois les facteurs qui agissent sur l'offre et ceux agissant sur la demande.

Plus spécifiquement, nous avons principalement cherché à déterminer et à analyser la réaction dynamique des prix réels des logements face à des chocs sur les principaux déterminants et à apprécier l'importance relative de chacun d'eux dans les variations historiques des prix des logements. Ces évaluations tiennent compte des rétroactions dynamiques entre le marché immobilier résidentiel et le reste de l'économie. Elles ne sont donc pas des mesures de l'impact direct des divers déterminants sur les prix des logements. Nous avons aussi exploré une question connexe que notre approche permettait d'aborder. Elle concerne les effets de la richesse immobilière qu'impliquent les fluctuations des prix des logements sur les dépenses des ménages et, plus largement, sur le niveau de l'activité économique des régions considérées.

Nous présentons une revue relativement exhaustive de la littérature empirique récente concernant la détermination des prix des logements, notamment celle qui s'inscrivait au niveau des régions métropolitaines ou qui abordait des thèmes que nous traitons. Une conclusion s'en dégage. Les études récentes ont eu fortement tendance à utiliser, comme cadre d'analyse, soit des modèles à correction d'erreur lorsqu'il s'agissait d'étudier les effets directs des déterminants, ou encore des modèles d'autorégression vectorielle (VAR) lorsqu'il s'agissait d'analyser la question de l'incidence dynamique des divers déterminants dans un contexte systémique.

Notre analyse utilise des données trimestrielles couvrant la période 1972-2003 au niveau national et 1975-2003 au niveau des agglomérations urbaines. Nous avons constitué une base de données regroupant les séries statistiques pertinentes à notre étude. À cet égard, les contraintes étaient nombreuses, tant en ce qui concerne la disponibilité des données au niveau des régions métropolitaines qu'en ce qui a trait aux discontinuités historiques dans ces séries statistiques. Cette base de données constitue une contribution importante de ce projet.

Notre cadre d'analyse empirique est un modèle d'autorégression vectorielle (VAR). Le modèle VAR de référence comprend six variables endogènes ou déterminants. Ce sont : le prix réel des logements, les mises en chantier, l'emploi, le taux d'intérêt réel, l'inflation et les coûts réels de construction. Des variantes du modèle de référence font aussi intervenir le coût réel des terrains, l'indice boursier TSX et les ventes réelles de commerce de détail. Les estimations au niveau des régions métropolitaines sont probablement sensibles au problème de la taille limitée de notre échantillon. Pour contourner ce problème, nous avons fait une estimation *panel* sur l'ensemble des régions métropolitaines. Elle a servi de base de comparaison pour les résultats des estimations portant sur chacun des centres urbains.

Les résultats au niveau national s'avèrent des plus intéressants et relativement précis. Il ressort que les chocs monétaires (ou de taux d'intérêt réel) constituent le principal déterminant historique des variations des prix des logements au Canada sur la période considérée. Ils expliquent environ

22 % des variations. Plus surprenante est la contribution très forte de l'inflation qui s'élève à 15 % dans notre modèle préféré. L'incidence de l'inflation sur les prix des logements est clairement négative. Dans le contexte récent d'une inflation faible et stable, on peut croire que les prix réels des logements auront tendance à être plus stables et à connaître une croissance plus élevée. Les chocs d'emploi, avec une contribution de 11 % aux variations des prix réels des logements, s'avèrent un déterminant important, mais plus faible qu'anticipé au départ. Enfin, les deux facteurs d'offre considérés, les mises en chantier et les coûts réels de construction, constituent des déterminants mineurs selon nos résultats.

Dans des estimations complémentaires, nous observons que les variations non anticipées des coûts des terrains sont probablement un déterminant majeur des prix des logements comme en fait foi la contribution estimée de 25 %. À l'instar de Sutton (2002), nous obtenons aussi une contribution importante des chocs boursiers (14 %). Cependant, nous présentons des arguments qui incitent à penser qu'il s'agit d'une évaluation gonflée.

En ce qui concerne les analyses au niveau des régions métropolitaines, nos résultats montrent que les divers centres urbains affichent une sensibilité aux différents chocs qui, dans plusieurs cas, varie de manière appréciable d'une agglomération à l'autre. Même constat en regard de l'importance des divers chocs dans l'explication des variations historiques des prix des logements. De manière générale, les résultats au niveau des régions métropolitaines suggèrent que l'inflation constitue le facteur dominant, dans la plupart des centres urbains. Comme pour le Canada, les réponses dynamiques indiquent une incidence négative des chocs d'inflation sur les variations des prix réels des logements. La contribution des chocs monétaires est importante, mais plus faible que celle au niveau national. Une surprise est la faible contribution de l'emploi comme déterminant. Cette faible influence est contrebalancée par un rôle plus grand des mises en chantier. Enfin, comme pour le Canada, les coûts de construction jouent un rôle mineur au niveau des régions métropolitaines.

Sur le plan de la dynamique des effets, dans tous nos résultats, nous remarquons les longs délais qu'impliquent les chocs monétaires et la réaction amplifiée et persistante des prix des logements et des mises en chantier face à leurs propres chocs. Ces caractéristiques suggèrent que le marché immobilier ait tendance à surréagir aux chocs et qu'il tarde à retrouver son équilibre. Ce fait stylisé est tout à fait compatible avec la présence de bulles dans le marché des résidences.

Concernant les effets dynamiques des chocs, il est possible de faire certains rapprochements entre régions métropolitaines. Les similitudes tiennent principalement d'une logique géographique. Ainsi, les régions de Calgary et d'Edmonton exhibent souvent des réponses dynamiques semblables. Montréal et Québec aussi. Halifax et Ottawa-Gatineau ont des comportements qui ont plutôt tendance à se rapprocher de ceux de Montréal et Québec. À certains égards, Toronto et Hamilton exhibent une dynamique voisine. Enfin, Vancouver exhibe des réponses dynamiques qui se distinguent le plus de ceux des autres centres urbains. Il demeure que les divers centres urbains affichent des comportements dynamiques des prix des logements qui à plusieurs égards leur sont propres.

## SUMMARY

The marked growth in housing prices in Canada since the beginning of the 21st century drew the attention of analysts and researchers who wanted to better understand the origins of these fluctuations, their dynamics and their impact on the performance of the global economy. This study falls within the scope of this objective and aims at explaining housing price variations in Canada nationally as well as in large metropolitan areas. It takes into consideration the factors acting on supply and demand alike.

More specifically, we primarily tried to determine and analyse the dynamic reaction of real housing prices when they are facing shocks to the key determinants, and to assess the relative importance that each one had in historic housing price variations. These assessments take into account the dynamic feedback between the residential real estate market and the rest of the economy. They are not, therefore, measurements of the direct impact of the various determinants on housing prices. We also explored a related question that our approach allowed us to address. It concerns the effects of real property wealth implied in housing price fluctuations, on household spending and, more broadly, on the level of economic activity in the regions considered.

We present a fairly comprehensive review of recent empirical literature on the establishment of housing prices, particularly the literature falling within the scope of metropolitan areas or that addressed some of the themes we were dealing with. One conclusion emerges. Recent studies leaned heavily toward using, as an analytical framework, either error correction models when studying the direct effects of the determinants, or vector autoregression (VAR) models when analysing the dynamic impact of the different determinants in a systemic context.

Our analysis uses quarterly data for the period from 1972 to 2003 nationally, and 1975 to 2003 for urban agglomerations. We built a database containing the statistical series relevant to our study. Constraints were numerous, both with regard to the availability of data in metropolitan areas and the historical interruptions in these statistical series. This database constitutes an important contribution to this project.

Our empirical analysis framework is a vector autoregression (VAR) model. The reference VAR model contains six endogenous variables or determinants. They are: real housing price, housing starts, employment, real interest rate, inflation and real construction costs. Some reference model variants also bring into play the real land cost, the TSX stock market index and real retail sales. The metropolitan area estimates are probably sensitive to our sample's limited size. To overcome this problem, we performed a *panel* estimate across all the metropolitan areas. It served as a comparison basis for the results of the estimates focusing on each of the urban centres.

The national findings proved to be relatively precise and most interesting. It shows that monetary shocks (or real interest rate) constitute the principal historic determinant of housing price variations in Canada over the period considered. They explain roughly 22 per cent of the variations. More surprising is the very strong inflation contribution—15 per cent in our preferred model. The impact of inflation on housing prices is clearly negative. In the recent context of stable, low inflation, one might expect that real housing prices would tend to be more stable and see higher growth. Employment shocks, contributing 11 per cent in variations in real housing prices, prove to be an important determinant, but weaker than anticipated at the outset. Lastly, the two supply factors considered, housing starts and real construction costs, constitute minor determinants according to our findings.

In some complementary estimates, we see that unanticipated variations in land costs are probably a major housing price determinant, as shown by the estimated 25 per cent contribution. Like Sutton (2002), we also obtain a significant contribution by stock market shocks (14 per cent). However, we are presenting some arguments suggesting that this is an inflated assessment.

As far as the analyses of the metropolitan areas are concerned, our findings show that different urban centres display sensitivity to different shocks, which, in several cases, varies substantially from one agglomeration to another. The same result is observed with regard to the significance of various shocks in explaining historical variations in housing prices. Generally, the findings in the metropolitan areas suggest that inflation constitutes the dominant factor in most urban centres. As for Canada, the dynamic responses indicate a negative impact of inflation shocks on variations in real housing prices. The monetary shocks contribution is important, but weaker than at the national level. A surprising element is the weak contribution of employment as a determinant. This weak influence is counterbalanced by a greater role for housing starts. Lastly, as for Canada, construction costs play a minor role in metropolitan areas.

In terms of dynamic effects, in all our findings we noted the long delays entailed in monetary shocks and the persistent, magnified reaction of housing prices and housing starts to their own shocks. These characteristics suggest that the real estate market tends to overreact to shocks and takes a long time to find its equilibrium. This stylized fact is entirely compatible with the presence of bubbles in the residential market.

In terms of shocks' dynamic effects, it is possible to make some comparisons between metropolitan areas. The similarities are primarily the result of geographical logic. Hence, the Calgary and Edmonton areas often exhibit similar dynamic responses; Montréal and Québec, as well. Halifax and Ottawa-Gatineau have behaviours that tend to resemble the behaviours of Montréal and Québec. In certain aspects, Toronto and Hamilton exhibit similar dynamics. Finally, Vancouver exhibits dynamic responses that differ the most from the behaviours of other urban centres. Nevertheless, different urban centres display dynamic housing price behaviours that are in many regards unique to them.





National Office	Bureau national
700 Montreal Road	700 chemin de Montréal
Ottawa ON K1A 0P7	Ottawa ON K1A 0P7
Telephone: (613) 748-2000	Téléphone : (613) 748-2000

Since a limited demand for this research document has been anticipated, only a summary of its contents has been translated

By completing and returning this form you will help us to determine if there is a significant demand for this report in English. Mail the completed form to:

Canadian Housing Information Centre  
Canada Mortgage and Housing Corporation  
CI-200  
700 Montreal Road  
Ottawa, Ontario  
K1A 0P7

Report Title: \_\_\_\_\_  
\_\_\_\_\_

I would prefer to have this report made available in English.

Name \_\_\_\_\_

Address \_\_\_\_\_

Street

Apt.

City

Province

Postal Code

Telephone ( ) \_\_\_\_\_



## TABLE DES MATIÈRES

<b>1. Introduction</b>	<b>7</b>
<b>2. Les déterminants du prix des logements : une revue de la littérature</b>	<b>10</b>
<b>3. La méthodologie de la régression autovectorielle</b>	<b>18</b>
3.1 Qu'est-ce que la régression autovectorielle ?	18
3.2 Les avantages de la méthodologie VAR	18
3.3 Les limites de l'approche VAR	19
<b>4. La spécification des modèles VAR</b>	<b>21</b>
4.1 Le choix des variables constitutives	21
4.2 La stratégie d'estimation	23
4.3 Une estimation VAR Panel	24
4.4 La technique d'estimation et les tests diagnostiques	25
4.5 Les outils d'analyse	26
4.6 Les hypothèses d'identification	26
4.7 Comment interpréter les chocs et leurs réponses dynamiques	27
<b>5. Les données</b>	<b>28</b>
<b>6. Les résultats empiriques au niveau national</b>	<b>29</b>
6.1 Comment réagissent les prix des logements à des chocs sur ses principaux déterminants ?	29
6.2 L'importance des divers déterminants dans les variations historiques des prix des logements	35
6.3 Le coût des terrains comme déterminant des prix réels des logements	36
6.4 L'incidence du marché boursier sur les prix réels des logements	38
6.5 Que retenir de ces résultats empiriques au niveau national ?	40
<b>7. Les résultats au niveau des régions métropolitaines de recensement</b>	<b>40</b>
7.1 Quelle est la capacité prédictive des modèles régionaux des prix des logements	41
7.2 La réaction des prix réels des logements aux divers chocs sur les déterminants	43
7.3 Quels sont les principaux déterminants des variations historiques des prix des logements	59
7.4 Les chocs au coût des terrains et la dynamique des prix des logements	63
7.5 Les cours boursiers comme déterminant des variations des prix des logements	65
7.6 L'incidence des prix des logements sur l'emploi et la consommation	68
<b>8. Conclusion</b>	<b>70</b>
<b>Références bibliographiques</b>	<b>73</b>
<b>Annexe A Description et sources des données statistiques</b>	<b>77</b>
<b>Annexe B Liste des variables selon leur acronyme</b>	<b>83</b>
<b>Annexe C Résultats des tests de stationnarité</b>	<b>84</b>
<b>Annexe D Tableaux de résultats complémentaires</b>	<b>91</b>



## 1. INTRODUCTION

Après avoir décliné de manière marquée au cours de la première moitié des années 90, les prix des logements au Canada ont connu une croissance accélérée depuis le début des années 2000. Comment expliquer ces mouvements ? Quels sont les facteurs qui ont joué un rôle important dans ces fluctuations ? Ces questions sont d'intérêt. Ainsi, on s'inquiète dans certains milieux de l'existence d'une bulle dans les prix immobiliers et des effets que son éclatement pourrait produire. Qu'en est-il vraiment ? Malheureusement, pour répondre à ces questions, il existe peu d'études empiriques récentes concernant les déterminants des prix des logements au Canada sur lesquelles on peut s'appuyer.

Par ailleurs, on observe des différences notables dans l'évolution des prix réels des logements dans les différentes agglomérations urbaines au Canada (voir Figure 1). Est-il possible d'expliquer ces différences ? Ces différences découlent-elles d'une réaction différente des prix des logements aux perturbations dans les déterminants fondamentaux ou proviennent-elles de conditions économiques divergentes ? Au Canada, les études empiriques qui permettraient de répondre à ces questions sont pratiquement inexistantes. En raison de l'importance du marché immobilier pour l'économie canadienne, pour ses centres urbains et pour les ménages canadiens, il importe de s'intéresser au comportement des prix des logements et d'en savoir davantage à ce sujet.

La présente étude vise à apporter un éclairage sur ces questions importantes. Nous cherchons à expliquer les variations des prix des logements au niveau des grandes régions urbaines du Canada pour la période 1972-2003. En même temps, aux fins de comparaison et parce que le sujet est d'intérêt, nous étudierons aussi les fluctuations des prix des logements au niveau national. Plus précisément, notre objectif sera d'analyser la réaction dynamique des prix des logements face à des chocs sur leurs principaux déterminants et d'évaluer l'importance relative de chacun d'eux pour expliquer les variations historiques des prix des logements, et ce, tant au niveau national qu'au niveau des régions métropolitaines. Dans notre analyse, nous considérerons tant les facteurs qui agissent sur la demande que ceux qui agissent sur l'offre. Dix régions métropolitaines de recensement ont été retenues aux fins de notre étude. Ce sont les centres urbains suivants : *Halifax, Québec, Montréal, Ottawa-Gatineau, Toronto, Hamilton, Winnipeg, Calgary, Edmonton et Vancouver*.

Deux questions complémentaires attireront notre attention. La première est celle de l'impact du marché boursier sur l'évolution des prix des logements. Dans quelle mesure la flambée récente de la richesse boursière et l'écroulement qui s'ensuivit ont-ils affecté les prix des logements au Canada et dans les grandes villes canadiennes ? Des études récentes ont documenté les effets de la richesse boursière sur les dépenses de consommation des ménages, mais rares sont celles qui ont examiné son impact sur les prix des logements. Une étude récente de Sutton (2002) suggère que les cours boursiers aient été un déterminant très important des prix réels des logements dans plusieurs pays, dont le Canada. Nous examinerons cette question.

Par ailleurs, la croissance rapide des prix des logements au cours des années récentes soulève une autre question, celle de l'effet de cette montée des prix et de la richesse immobilière qu'elle a créée sur les dépenses des ménages et plus largement, sur le niveau de l'activité économique. Voilà la deuxième question complémentaire que nous aborderons.

Un des défis importants dans une analyse empirique des prix des logements au niveau des régions métropolitaines est la constitution d'une base de données statistiques. À cet égard, les contraintes et les obstacles sont nombreux, surtout si on désire couvrir une période assez longue pour faire une analyse empirique sérieuse. Les séries pertinentes ne sont pas toujours disponibles ; si oui, elles présentent souvent des discontinuités historiques qu'il convient de contourner. La constitution de cette base des données est l'une des contributions importantes de ce projet.

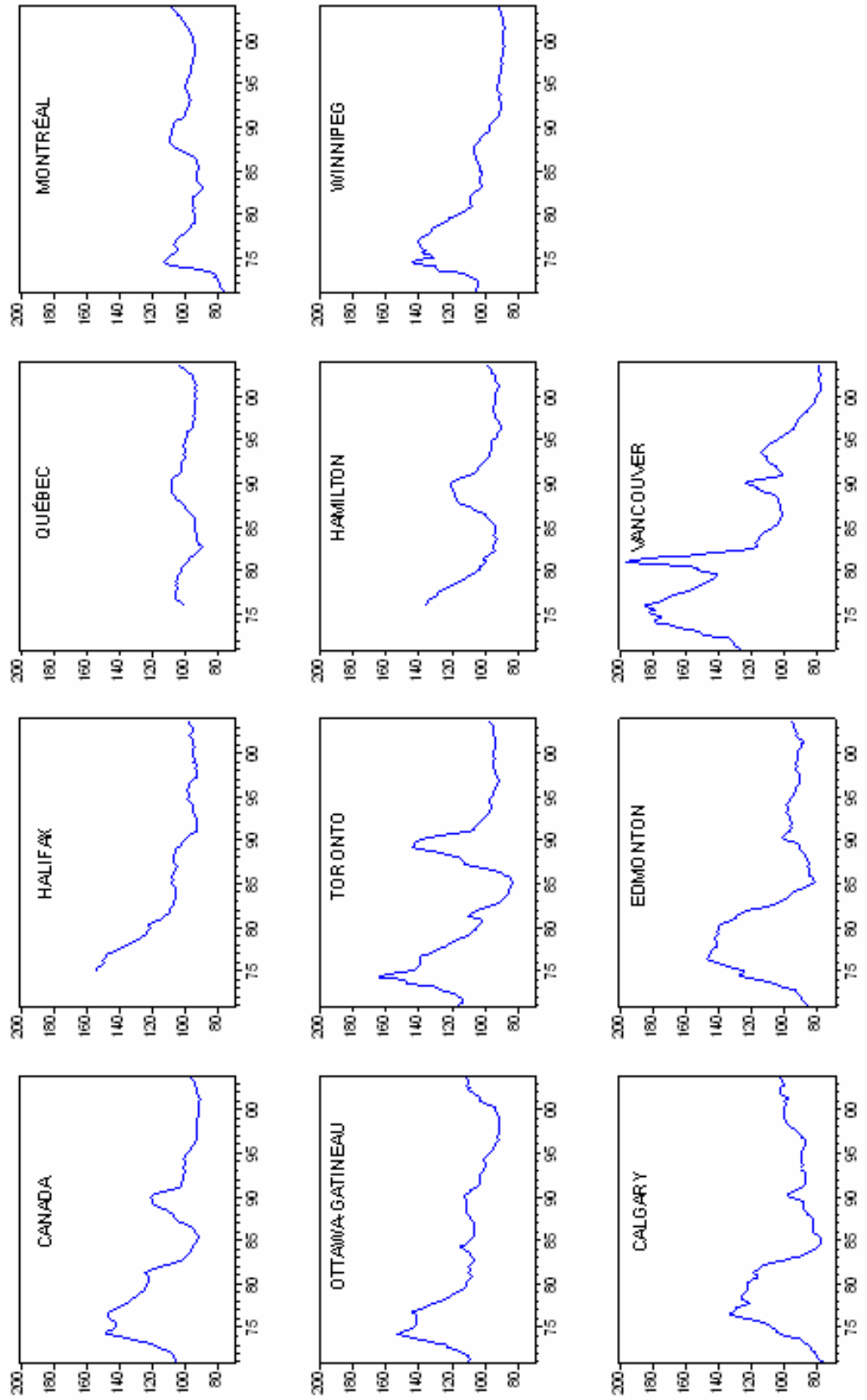
Nous présentons une revue relativement exhaustive de la littérature empirique récente sur les déterminants des prix des logements, notamment celle qui s'inscrit dans le contexte des régions urbaines et celle qui s'intéresse directement aux thèmes que nous examinons.

Pour étudier les prix des logements et répondre aux questions posées, nous avons eu recours à la méthodologie de l'autorégression vectorielle (VAR). Ce cadre d'analyse empirique présente l'avantage de capter et d'exploiter de manière systématique les riches interactions dynamiques présentes dans un groupe de séries statistiques. Dans le cadre de notre étude, les variables considérées sont les principaux déterminants des prix des logements. L'approche de l'autorégression vectorielle s'avère d'autant plus appropriée dans le contexte de notre étude que le marché immobilier affiche une dynamique complexe et encore assez mal connue, et qu'au niveau des régions urbaines, les contraintes relatives aux statistiques disponibles obligent à un certain pragmatisme par rapport aux modèles théoriques. L'analyse VAR permettra d'étudier la réponse dynamique des prix des logements aux chocs sur les déterminants considérés dans notre modèle et d'estimer la contribution de ces divers déterminants aux variations historiques des prix des logements. Des variantes du modèle VAR proposé permettront d'explorer les deux questions complémentaires mentionnées plus tôt.

Le plan de l'exposé est le suivant. La section 2 fait une revue de la littérature sur les déterminants des prix des logements. Les sections 3 et 4 présentent respectivement la méthodologie de la régression autovectorielle et la spécification des modèles VAR. Les données sont l'objet de la section 5. Les résultats empiriques au niveau national sont présentés dans la section 6. Suit, à la section 7, un examen des résultats empiriques au niveau des régions métropolitaines. Enfin, nous concluons.

FIGURE 1

Évolution des prix réels des logements neufs - Canada et régions métropolitaines de recensement



## 2. LES DÉTERMINANTS DU PRIX DES LOGEMENTS : UNE REVUE DE LA LITTÉRATURE

Il existe une littérature abondante cherchant à expliquer l'évolution des prix des logements.<sup>1</sup> Dans les études récentes, le cadre théorique général est une extension du modèle de consommation du cycle vital et correspond à un modèle généralisé de demande d'actifs où le logement est perçu à la fois comme un bien de consommation et un bien d'investissement.<sup>2</sup> À l'intérieur de ce cadre général, plusieurs études s'inspirent du modèle stock-flux de Poterba (1984) qui détermine simultanément les prix des logements et le niveau de construction. Dans ce contexte, les équations de détermination des prix réels des logements font intervenir habituellement les variables explicatives suivantes qui en sont les déterminants fondamentaux, soit les revenus réels per capita, la démographie, la richesse, le coût d'usage réel du capital immobilier, le stock de logements et les coûts de construction.<sup>3</sup>

Ces variables représentent tant des facteurs d'offre que de demande. Toutes ces variables ne sont pas toujours présentes et les mesures utilisées peuvent varier. La littérature récente nous suggère quelques précisions utiles :

- (1) La théorie présente le coût d'usage réel du capital immobilier comme un déterminant important. Le plus souvent, il est mesuré par un taux d'intérêt réel après impôts. La présence de contraintes à l'emprunt ou d'illusions monétaires pourrait justifier l'utilisation d'un taux d'intérêt nominal. Sur le plan empirique, certains auteurs [(Malpezzi (1999); Meen (2001))] ont montré qu'un taux d'intérêt nominal donnait de meilleurs résultats. Par ailleurs, Poterba (1984, 1991), Hendershott (1980) et Summers (1981) mettent en évidence l'interaction entre le régime fiscal et l'inflation et, en conséquence, la non-neutralité de l'inflation.<sup>4</sup> Ces arguments suggèrent que l'inflation puisse être un déterminant non négligeable des prix réels des logements.<sup>5</sup>
- (2) La démographie et le revenu réel per capita sont deux déterminants usuels des fonctions de détermination des prix des logements. Le fait d'utiliser le revenu réel total permet d'omettre la population comme variable explicative moyennant une hypothèse restrictive concernant les élasticités des deux variables. Des changements dans la structure par âge

---

<sup>1</sup> Pour une revue exhaustive de la littérature, le lecteur peut se référer à Smith, Rosen et Fallis (1988), Malpezzi (1990), Meen et Andrews (1998) et Meen (2001).

<sup>2</sup> Alternativement, la fonction des prix réels des logements peut être présentée comme une forme réduite de fonctions de demande et d'offre de logements. Cela conduit habituellement à des spécifications empiriquement équivalentes [Meen (2001)].

<sup>3</sup> Le concept de revenu réel est le revenu nominal (en dollars courants) corrigé pour éliminer l'effet de l'inflation. Le revenu réel est donc un revenu exprimé en dollars constants d'une année de base. Dans la littérature plusieurs mesures de revenu réel ont été utilisées, le choix étant habituellement guidé par les données statistiques disponibles. La mesure la plus pertinente, d'un point de vue théorique, est le revenu disponible réel, soit le revenu personnel des ménages, augmenté des transferts aux particuliers et amputé des impôts sur le revenu des particuliers.

<sup>4</sup> Ce dernier argument a moins de portée au Canada qu'aux États-Unis en raison de la non-déductibilité des intérêts hypothécaires. Cependant, les gains en capital réalisés sur la résidence principale sont exonérés au Canada, ce qui constitue une source de non-neutralité par rapport à d'autres formes de détention de la richesse.

<sup>5</sup> Les études empiriques suggèrent que l'inflation est un déterminant important des prix réels des logements dans les années 70 et au début des années 80. Voir Kearns (1979), Smith, Rosen et Fallis (1988) et Meen (2001). Récemment, Tsatsaronis et Zhu (2004), dans une étude portant sur la dynamique des prix immobiliers dans 17 pays, concluent que l'inflation constitue le plus important déterminant des prix réels des logements.



de la population sont aussi susceptibles d'avoir des effets non négligeables.<sup>6</sup>

- (3) Comme variable explicative, le stock de logements (ou sa variation, essentiellement les mises en chantier) rend compte des capacités d'ajustement de l'offre de logements. Cette variable est souvent absente des spécifications utilisées. Meen (2001, p. 144) démontre que cette omission a pour effet de biaiser à la baisse l'élasticité revenu des prix des logements. Meen montre aussi que l'élasticité prix de l'offre des logements est un paramètre crucial pour mesurer l'impact de différents chocs sur les prix des logements.
- (4) Wheaton (1990) et Berkovec et Goodman (1996) proposent des modèles qui mettent en évidence sur l'interaction entre le prix réel des logements et le volume des transactions. Dans leurs modèles, le volume des transactions sert, en autres, d'indicateur de la qualité de l'information disponible aux acheteurs (et vendeurs) de maisons. Un certain nombre d'études empiriques ont utilisé le volume des transactions comme mesure de l'activité immobilière [Berkovec et Goodman (1996), Stein (1995), Follain et Velz (1995), Hort (2000) et Meen (2000)].
- (5) La variable de richesse est le plus souvent absente des modèles empiriques utilisés. D'ailleurs, les données ne sont pas toujours disponibles. Certains auteurs étudient plus spécifiquement le rôle des cours boursiers comme déterminant des prix des logements [Quan et Titman (1999), Sutton (2002)].<sup>7</sup>
- (6) Les mesures des coûts réels de construction excluent habituellement le prix des terrains. Cependant, ceux-ci sont susceptibles d'avoir un impact important sur les prix des logements. Plusieurs études se sont intéressées à cette question.<sup>8</sup> Des indicateurs de la disponibilité des terrains ou de la sévérité de la réglementation environnementale quant au développement urbain ont été testés comme variables explicatives dans les équations de prix des logements en régions métropolitaines [Hendershott et Thibodeau (1990), Abraham et Hendershott (1996), Malpezzi (1999), Pryce (1999) et Capozza, Hendershott, Mack et Mayer (2002)]. Somerville (1996) montre l'importance du prix des terrains dans les profits des constructeurs d'habitations.

Il est bien documenté empiriquement que les déséquilibres dans les marchés des logements affichent une grande persistance [Smith, Rosen et Fallis (1988), Meen (2001)]. Il est donc important de bien spécifier la dynamique d'ajustement. Plusieurs stratégies peuvent être utilisées pour ce faire. Une approche est de supposer que l'offre de logements s'ajuste avec délais en recourant à un modèle d'ajustement partiel des stocks. Cela a pour effet d'introduire la variable dépendante retardée comme variable explicative. Les modèles de Summers (1981) et de Wheaton (1990) en sont des exemples. Une autre approche consiste à définir des valeurs d'équilibre pour les prix des logements (basées sur les déterminants fondamentaux) et à spécifier un modèle dynamique faisant intervenir l'écart entre les valeurs d'équilibre et les valeurs observées.

---

<sup>6</sup> Cela a été mis en évidence dans le débat soulevé par la recherche de Mankiw et Veil (1989). Voir aussi pour le cas canadien : Fortin et Leclerc (2000) et Engelhardt et Poterba (1991).

<sup>7</sup> Dans une perspective plus large, plusieurs études récentes ont cherché à mesurer l'ampleur des effets de richesse boursière sur les dépenses des ménages [Ludvigson et Steindel (1999), Lettau et Ludvigson (2001), Maki et Palumbo (2001) et Pichette (2001)].

<sup>8</sup> Voir Smith, Rosen et Fallis (1988) pour un aperçu de la question.

Beaucoup d'études récentes utilisent cette approche. Cela peut se faire explicitement dans le cadre des modèles à correction d'erreur popularisés par Hendry (1984). Les études européennes qui empruntent cette approche en très grand nombre [Hort (1998), Meen (2002) et Barot et Yang (2002)] en sont des exemples intéressants. Plusieurs études américaines ont aussi adopté cette perspective sans recourir explicitement à la stratégie d'estimation des modèles à correction d'erreur [Abraham et Hendershott (1996), Malpezzi (1999), Lamont et Stein (1999) et Capozza, Hendershott, Mack et Mayer (2002)].

Il existe un certain nombre d'études qui ont cherché à expliquer l'évolution des prix réels des logements dans les régions métropolitaines. Considérant l'objet de notre recherche, ce sont ces études qui nous intéressent de prime abord. Elles sont fortement contraintes par la disponibilité des données. Ce sont surtout des études américaines, les États-Unis ayant un ensemble des données plus complètes et plus fiables à ce niveau de désagrégation. Les données n'étant pas disponibles sur une longue période, la grande majorité des études utilisent l'approche de panel, contraignant ainsi les prix réels dans les diverses agglomérations urbaines à avoir la même sensibilité aux variations dans les variables explicatives.<sup>9</sup> En conséquence, les différences d'évolution des prix réels des logements dans les différentes régions métropolitaines sont expliquées par l'évolution divergente des variables explicatives et non par des différences de sensibilité aux variations dans les déterminants. Cette limitation peut impliquer des biais. Évidemment, si on dispose de suffisamment d'observations, le problème peut être contourné puisqu'on peut tester l'hypothèse de l'égalité des coefficients selon les régions métropolitaines et apporter les correctifs nécessaires le cas échéant.

Parmi les études récentes, la plus connue et la plus citée est certainement celle d'Abraham et Hendershott (1996).<sup>10</sup> Elle porte sur 30 agglomérations urbaines américaines et utilise des données annuelles sur la période 1977-1992. Ils distinguent deux groupes de déterminants, le premier explique les changements dans le prix réel d'équilibre des logements, le second tient compte des ajustements dynamiques - ou des déviations - par rapport aux prix d'équilibre. La croissance du revenu réel per capita et de l'emploi (en lieu et place de la population), la croissance des coûts réels de construction et la variation du taux réel d'intérêt après impôt sont les variables qui constituent les déterminants fondamentaux. La variable endogène retardée d'une période (l'inflation retardée des prix réels des logements) et une variable d'écart entre les prix d'équilibre et les prix observés expliquent l'ajustement dynamique. Dans son modèle préféré, ces variables parviennent à expliquer environ 55 % des fluctuations des prix réels des logements dans les 30 villes considérées. La croissance des revenus per capita, la croissance de l'emploi, l'inflation des coûts de construction et la variation dans le taux d'intérêt réel après impôts affectent significativement la hausse des prix des logements, tant à court qu'à long terme.<sup>11</sup> La croissance retardée des prix des logements qui représentent le *momentum* a un coefficient assez élevé de 0,36. La variable de déséquilibre a un coefficient de -0,14, indiquant que le déséquilibre se referme lentement à raison de 14 % par année. Mais c'est là une moyenne ; le modèle s'avère

---

<sup>9</sup> Une étude panel traite de manière groupée plusieurs échantillons de séries chronologiques correspondant, par exemple, à diverses régions ou divers pays.

<sup>10</sup> Parmi les études un peu moins récentes qui s'intéressent aux déterminants du prix réel des logements dans les régions métropolitaines, mentionnons celles de Nellis et Longbottom (1981), Ozane et Thibodeau (1983), Case et Schiller (1989, 1990), et Poterba (1991).

<sup>11</sup> Les élasticités de court et long terme sont de 0,46 et 0,73 pour les coûts de construction, 0,50 et 0,78 pour le revenu réel, 0,35 et 0,54 pour l'emploi et -0,55 et -0,86 pour la variation du taux d'intérêt réel après impôts.

beaucoup plus fructueux pour expliquer le comportement des villes dans les états non côtiers (« *inland* ») et rend compte beaucoup plus difficilement des variations des prix des logements dans les villes des états côtiers. Les différences se situent principalement au niveau de l'ajustement dynamique (les coefficients liés à la variable endogène retardée et à la variable de déséquilibre) et à la réaction face aux variations dans les coûts réels de construction. Ce dernier résultat concernant les coûts de construction suggère une influence importante de la disponibilité des terrains et/ou des réglementations en matière d'aménagement urbain dans les villes côtières.<sup>12</sup>

Le modèle d'Abraham et Hendershott comporte des similarités certaines avec un modèle à correction d'erreur bien que la stratégie d'estimation soit différente. C'est aussi le cas des études de Malpezzi (1999) et de Capozza, Hendershott, Mack et Mayer (2002). L'étude de Malpezzi (1999) porte sur un panel de 133 régions métropolitaines couvrant 17 années (1979-1996). Il suppose une relation d'équilibre de long terme (de *cointégration* dans le jargon des modèles à correction d'erreur) entre les prix réels des logements et le revenu réel per capita, ce qui lui permet de définir une série de prix d'équilibre. Son modèle explique la croissance des prix réels des logements à partir du terme de correction d'erreur (variable de déséquilibre), de la croissance des revenus réels per capita et de la population et du taux d'intérêt hypothécaire. Notons ici l'absence des coûts de construction et du stock de logements. Le principal résultat de Malpezzi est que le niveau de réglementation environnementale du développement urbain constitue un déterminant important du rapport des prix des logements de long terme et influence de manière significative la vitesse d'ajustement vers le prix d'équilibre. Plus la réglementation environnementale est sévère, plus la vitesse de l'ajustement dynamique est faible. Pour les autres déterminants du prix des logements, la population s'avère avoir un effet (positif) beaucoup plus important que le revenu. De plus, le taux hypothécaire qui a un effet négatif important donne des résultats plus intéressants lorsqu'exprimé en terme nominal, ce qui est une indication du rôle joué par les contraintes à l'emprunt.

Pour leur part, Lamont et Stein (1999) essaient d'expliquer les différences dans les comportements dynamiques des prix réels du logement dans 44 agglomérations urbaines aux États-Unis sur la période 1984-1994. Trois variables expliquent 74 % de l'évolution des prix des logements. Il s'agit de la croissance du revenu réel per capita, de la croissance de la population et du rapport *Prix du logements/revenu réel per capita* retardée d'une période. Avec ce modèle, ces auteurs démontrent que les régions qui ont en moyenne un taux d'emprunt hypothécaire élevé (par rapport au prix du logement) réagissent plus fortement à des chocs de demande. Ce résultat est cohérent avec les théories récentes qui mettent en évidence le rôle des contraintes à l'emprunt.

Plus récemment, Capozza, Hendershott, Mack et Mayer (2002) étudient les déterminants des prix du logement dans 62 régions métropolitaines des États-Unis pour la période 1979 à 1995. Ils évaluent empiriquement ce qui a affecté la persistance (l'effet des prix retardés des logements ou *momentum*) et la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme. En somme, ils examinent le comportement cyclique des prix des logements. Les variables considérées sont la population, le

---

<sup>12</sup> Abraham et Hendershott interprètent leurs résultats en terme de la présence de bulles spéculatives. Le coefficient associé à la variable endogène retardée serait un « *bubble-builder* » et le coefficient lié à la variable de déséquilibre un « *bubble-burster* ». Les bulles spéculatives seraient davantage le lot des villes côtières, la variable de déséquilibre n'étant pas significative. Meen (2001) argumente que les déviations du prix des logements par rapport à leurs valeurs d'équilibre n'impliquent pas nécessairement la présence de comportements spéculatifs et peuvent être compatibles avec d'autres types d'explications, dont la présence de coûts de transaction.

revenu réel médian, le coût d'usage du capital et les coûts réels de construction.<sup>13</sup> Leurs résultats montrent que les écarts observés dans l'évolution des prix réels du logement ne peuvent pas être expliqués uniquement par des conditions locales différentes. Ils réagissent différemment à divers chocs économiques, selon le taux de croissance de la population dans la région, celui des revenus réels, la taille de la région (le niveau de la population et celui des revenus) et le niveau des coûts de construction. Ainsi, les régions à forte croissance (revenu et population) ont des prix du logement qui sont plus sensibles aux chocs économiques et qui affichent davantage de persistance ; celles qui ont des coûts de construction plus élevés connaissent un *momentum* plus grand, mais un ajustement vers l'équilibre plus lent. En conséquence, elles expérimentent une volatilité cyclique plus grande des prix réels du logement.<sup>14</sup>

Parmi les études non américaines, retenons celle de Hort (1998). L'auteure analyse les déterminants des variations annuelles des prix réels du logement dans 20 régions urbaines en Suède sur la période 1967-1994. Elle utilise un modèle à correction d'erreur en prenant pour vraie une relation de long terme entre les prix des logements, le revenu réel, le taux d'intérêt réel, la population et les coûts de construction. Lorsque comparés avec ceux de Abraham et Hendershott pour les centres urbains américains, les résultats obtenus par Hort pour la Suède indiquent que les prix réels des logements aux États-Unis sont beaucoup plus sensibles à court terme aux changements dans les conditions de la demande et de l'offre qu'en Suède, mais que l'ajustement vers l'équilibre de long terme est beaucoup plus lent aux États-Unis.

À notre connaissance, peu d'études canadiennes ont cherché à identifier les déterminants des prix des logements au niveau des grandes villes canadiennes et à en mesurer l'importance. Fortura et Kushner (1986) tentent d'expliquer les différentiels de prix des logements dans les grandes villes canadiennes mais à l'aide de données de coupe transversale (« cross sectional data »). Ils montrent que les facteurs de demande tels le revenu réel sont des déterminants importants des prix des logements. L'inflation anticipée s'avère aussi un facteur important qui influence positivement le prix des logements. Pour leur part, Capozza et Schwann (1989) testent le modèle de Capozza-Helsley (un modèle de demande d'actifs mettant l'accent sur le prix des terrains) avec des données canadiennes annuelles pour 20 régions métropolitaines sur la période 1969 à 1984. Leurs résultats indiquent que le niveau des prix des logements neufs est significativement lié au nombre de ménages, au nombre anticipé de logements achevés de construire, au taux d'intérêt nominal et au taux d'intérêt réel après impôts. Notons l'absence de tout indicateur de revenu comme variable explicative. Plus récemment, Jim Clayton (1996) a testé un modèle de détermination des prix des logements à la Poterba avec attentes rationnelles à l'aide des données annuelles pour la région de Vancouver sur la période 1979-1991. Ses tests rejettent l'hypothèse

---

<sup>13</sup> Ces variables sont habituelles dans les fonctions de prix des logements. Cependant, les auteurs justifient leur présence de manière bien différente. Tablant sur les modèles de Wheaton (1990) et DiPasquale et Wheaton (1996), la taille de la population de l'agglomération urbaine et le revenu médian servent d'indicateurs pour mesurer les coûts d'information et le volume des transactions. Le coût de construction mesure, pour sa part, les facteurs qui réduisent l'élasticité d'offre de court terme, en particulier la rigueur de la réglementation environnementale. La croissance des revenus réels et la croissance tendancielle de la population viennent mesurer le rôle de l'inertie ou des attentes rétrospectives.

<sup>14</sup> Gallin (2003) adresse une critique à toutes ces études qui utilisent une spécification à correction d'erreur. Ses tests de cointégration, appliqués soigneusement sur des données américaines, tant au niveau national qu'au niveau des régions métropolitaines (données de panel), ne permettent pas de prouver l'existence même de relations de long terme. Il en conclut que les spécifications à correction d'erreur pourraient être inappropriées et les résultats obtenus biaisés.

des attentes rationnelles.<sup>15</sup> Le modèle parvient mal à capter la dynamique des prix des logements en période de boom immobilier, mais retrace assez bien l'évolution des prix réels du logement en périodes de moins grande volatilité.

Le recours à un modèle à équation unique pour expliquer l'évolution des prix du logement comporte des lacunes. Les variables explicatives sont supposées exogènes et ne tiennent pas compte de la possibilité d'une rétroaction des prix du logement sur ces variables explicatives. Or, Meen (2001) montre l'importance de ces rétroactions systémiques pour obtenir une évaluation juste de l'importance des facteurs à la source des fluctuations des prix du logement. Autre élément de preuve, plusieurs études récentes montrent jusqu'à quel point l'évolution des prix du logement affecte le cycle économique global. Ainsi, Case, Quigley et Shiller (2001), Girouard et Blöndal (2001), Desnoyers (2001), Boone et Girouard (2002) et OCDE (2004) montrent que la richesse immobilière exerce un effet beaucoup plus important sur les dépenses des ménages que la richesse détenue sous d'autres formes. Cette conclusion tient aussi pour le Canada [Pichette et Tremblay (2003)]. De plus, les variations des prix des logements, particulièrement dans un contexte de taux d'intérêt à la baisse, peuvent modifier la transmission des chocs monétaires en relâchant les contraintes de liquidité. Sur ce thème, plusieurs études récentes mettent en évidence les effets sur l'économie des vagues de refinancement hypothécaire [Aoki, Proudman et Vlieghe (2001), Brady, Canner et Maki (2000), Canner, Dynan et Passmore (2002), Girouard et Blöndal (2001), Deep et Domanski (2002) et SCHL (2004)]. Les politiques monétaires peuvent, elles-mêmes, être infléchies par l'évolution des prix du logement, surtout dans un cadre de politique où l'inflation est ciblée [voir Dodge (2003) et Meen (2000)]. Évaluer l'incidence des divers déterminants des prix du logement sans tenir compte des possibilités de rétroaction nous expose à des erreurs de mesure. Le constat de Meen (2001) à ce sujet confirme ces craintes : « *The moral is that systems properties matter, whereas single equation results can be highly misleading...Therefore it does not appear to be the case that cycles [in real house prices] are caused only by factors exogenous to the housing industry, but are an intrinsic feature of the sector* ».

Une façon d'élargir le cadre d'analyse afin de mieux tenir compte des rétroactions de système est d'étudier les déterminants des prix des logements à l'aide de modèles d'autorégression vectorielle (VAR).<sup>16,17</sup> C'est ce que nous proposons Baffoe-Bonie (1998), Lastrapes (2002), McCarthy et Peach (2002), Sutton (2002) et Tsatsaronis et Zhu (2004). L'étude de Baffoe-Bonie porte sur des données nationales et régionales américaines. Il analyse les effets de quatre variables macroéconomiques sur les prix des logements et le stock des maisons, soit l'emploi, le taux d'intérêt hypothécaire, la masse monétaire et l'indice des prix à la consommation.<sup>18</sup> Il montre que le marché immobilier est très sensible au taux d'intérêt hypothécaire et à la croissance de

---

<sup>15</sup> L'hypothèse des attentes rationnelles est une théorie selon laquelle les agents économiques utilisent toute l'information disponible pour anticiper l'avenir. Elle a comme implications qu'il ne peut y avoir des erreurs de prévision systémiques et que les marchés fonctionnent de manière efficiente.

<sup>16</sup> La méthodologie VAR sera expliquée dans une autre section du présent document.

<sup>17</sup> Alternativement, les modèles du secteur immobilier pourraient être intégrés dans un modèle macroéconométrique plus large. Un problème avec cette approche est que les résultats dépendent autant des propriétés du modèle économétrique que de la structure du modèle du marché des logements [Meen (2001)].

<sup>18</sup> En fait, toutes ces variables sont exprimées en taux de croissance dans le modèle VAR, sauf le taux d'intérêt hypothécaire.

l'emploi, tant au niveau national que régional.<sup>19</sup> De plus, il s'avère que le prix des logements dans les diverses régions réagit différemment aux divers chocs et que les agrégats économiques ne permettent pas d'expliquer de manière adéquate les fluctuations des prix du logement et de la construction dans certaines régions.

Lastrapes (2002) propose un modèle VAR qui fait intervenir les prix réels des logements, les ventes de maisons (neuves et existantes), la masse monétaire, le taux de rendement sur les bons du Trésor à 3 mois, le taux hypothécaire à long terme, la production industrielle et un indice des prix des matières premières. Son étude utilise des données mensuelles nationales américaines pour la période 1963-1999. Un soin particulier est accordé aux hypothèses d'identification permettant d'analyser les fonctions de réponse dynamique face aux divers chocs. Son modèle empirique, quoique particulier dans le choix des variables, permet de mettre en évidence les différents canaux par lesquels la politique monétaire affecte le prix des logements.

McCarthy et Peach (2002) s'intéressent à la transmission de la politique monétaire au secteur de la construction résidentielle, et en particulier à l'impact qu'a pu avoir la déréglementation du système financier sur le comportement du marché des logements aux États-Unis. Leurs conclusions sont (1) que la politique monétaire a un impact de court terme beaucoup plus faible sur l'investissement en bâtiments résidentiels dans le contexte d'un marché bancaire déréglementé ; par contre, les prix des logements réagissent plus promptement et (2) que la demande de logement est maintenant beaucoup plus dépendante des facteurs de demande. Pour parvenir à ces résultats, ils utilisent deux approches. Dans un premier temps, ils estiment un système VAR retenant les sept variables endogènes suivantes : le PIB réel, le dégonfleur du PIB, le prix des matières premières, l'investissement en construction résidentielle, le prix réel des logements, le taux de rendement sur les fonds fédéraux et un taux hypothécaire. Dans un deuxième temps, ils examinent plus en détail le comment et le pourquoi des changements dans les effets dynamiques de la politique monétaires avec un modèle structurel du marché des logements prenant la forme de deux équations à correction d'erreur correspondant l'une à l'offre et l'autre à la demande de logements. Les variables présentes dans ces équations dynamiques d'offre et de demande sont assez standards, sauf que la consommation sert d'indicateur pour le revenu permanent.

Pour sa part, Sutton (2002) s'intéresse directement aux déterminants des prix des logements dans 5 pays, dont le Canada. Son modèle est estimé avec des données trimestrielles couvrant la période 1973 à 2002. Son modèle VAR, appliqué à chacun de ces pays, comprend quatre variables endogènes, soit les prix réels des logements, le revenu national réel, le taux d'intérêt réel et le cours des actions. Un résultat étonnant est que, dans la plupart des pays, les fluctuations du cours des actions jouent sur la période 1995-2002 un rôle aussi important que les variations de taux d'intérêt et du revenu national.<sup>20</sup> À première vue, les résultats de Sutton ne semblent pas des plus robustes. Ils gagneraient à être corroborés par d'autres études. Pour le cas du Canada, l'étude de

---

<sup>19</sup> La présence simultanée de la masse monétaire et du taux d'intérêt hypothécaire amène des problèmes d'identification des divers chocs. Certaines réponses dynamiques sont peu plausibles.

<sup>20</sup> Pour le Canada, les États-Unis et l'Australie, ces trois déterminants expliqueraient chacun entre 7 et 15 % de l'évolution des prix du logement. Au Royaume-Uni, les fluctuations du cours des actions compteraient pour 35% des variations des prix des logements.

Sutton soulève une question supplémentaire : comment expliquer la difficulté de son modèle VAR à prédire l'évolution récente des prix des logements ?

Plus récemment, dans la foulée de l'étude de Sutton (2002), Tsatsaronis et Zhu (2004) analysent la dynamique des prix immobiliers dans 17 pays en recourant à un modèle VAR. Outre les prix réels du logement, on retrouve comme variables endogènes le taux de croissance du PIB, l'inflation, le taux d'intérêt réel de court terme, la pente de la courbe des rendements (l'écart entre un taux long et un taux court) et l'expansion du crédit bancaire (en terme réel). Leur analyse fait principalement ressortir l'effet dominant de l'inflation sur les prix réels du logement et l'incidence de certaines caractéristiques des marchés hypothécaires nationaux. Autre résultat, le revenu des ménages, mesuré par le PIB, n'a qu'une incidence mineure sur les variations des prix du logement.

Un avantage certain de la modélisation VAR est qu'elle permet d'analyser les rétroactions entre le marché immobilier et le reste de l'économie sans avoir à spécifier et estimer un modèle structurel complet de l'économie. De plus, la technologie VAR laisse les données déterminer la dynamique des interactions sans imposer de restrictions a priori, contrairement aux modèles structurels. C'est aussi là leur principale limitation. Pour analyser les sentiers de réponses dynamiques associés à différents types de chocs, il faut préalablement poser des hypothèses d'identification.<sup>21</sup> Les réponses obtenues sont souvent très sensibles aux hypothèses retenues. Pour contourner ce problème et ainsi pouvoir donner une interprétation structurelle aux coefficients estimés, on peut recourir à une classe particulière de modèle d'autorégression vectorielle, soit les modèles vectoriels à correction d'erreur (VECM). C'est la contrepartie « système d'équations » aux modèles à correction d'erreur. C'est ce type de modélisation qu'utilise Meen (2000). Il développe un modèle VECM compatible avec le modèle stock-flux de Poterba (1984). Quatre variables endogènes font partie du VECM ; ce sont les mises en chantier, le prix des logements, le taux d'intérêt de court terme et les coûts de construction. Deux relations de cointégration (ou relations de long terme) servent d'ancrage pour les ajustements dynamiques. Son modèle permet d'expliquer les différences internationales observées dans la tendance des prix réels des logements, ainsi que les propriétés cycliques des variables du marché des logements. Ses résultats confirment l'importance d'analyser l'évolution des prix des logements dans la perspective d'un système d'équations, plutôt qu'avec une seule équation.<sup>22</sup>

Nous avons présenté une revue des études sur les déterminants des prix du logement qui nous apparaissait les plus pertinentes en regard de l'objet de notre travail. La littérature récente a beaucoup exploité une modélisation de type modèle à correction d'erreur (équation unique) ou de type autorégression vectorielle (système d'équations). Jusqu'à présent, les modèles à correction d'erreur ont été privilégiés pour les analyses au niveau des régions métropolitaines. En raison des séries statistiques disponibles qui couvrent des périodes relativement courtes, les estimations ont surtout été appliquées sur des panels de régions métropolitaines. La modélisation VAR a davantage été utilisée pour les analyses au niveau national ou international. Son application pour l'étude de la dynamique des prix du logement est très récente. Cette approche exige cependant

---

<sup>21</sup> Pour une explication intuitive du problème de l'identification des chocs, le lecteur peut se référer à la section 3.3 sur les limites de l'approche de l'autorégression vectorielle.

<sup>22</sup> Meen (2002) propose une variante de son modèle VECM pour étudier la relation entre les prix des logements et le volume de transactions.

beaucoup d'observations, ce qui a incité plusieurs chercheurs à faire porter leurs analyses sur des panels de pays. Si les données disponibles le permettent, rien n'empêche d'appliquer la méthodologie VAR à des régions métropolitaines ou à des panels de régions métropolitaines. C'est ce que nous nous proposons de faire. Mais auparavant, dans la section qui suit, nous présentons l'approche de l'autorégression vectorielle et discutons de ses avantages et de ses limites.

### **3. LA MÉTHODOLOGIE DE LA RÉGRESSION AUTOVECTORIELLE**

Notre objectif principal dans le présent projet est d'expliquer la variation des prix des logements au niveau des 10 grands centres urbains. Pour mesurer l'incidence des divers facteurs et en préciser la dynamique, nous recourons à la méthode de l'autorégression vectorielle, communément appelée VAR.

#### **3.1 Qu'est-ce que la régression autovectorielle ?**

Un modèle VAR est un système d'équations où toutes les variables sont endogènes, c'est-à-dire expliquées par le modèle. Chaque variable peut être exprimée comme une fonction linéaire de ses propres valeurs retardées, ainsi que des valeurs retardées de toutes les autres variables du système. Un terme d'erreur complète chaque équation. L'approche ne requiert qu'une contribution minimale de la théorie économique. Cette dernière peut surtout aider à guider le choix des variables endogènes du système. Dans le cas qui nous intéresse, outre les prix des logements, les variables correspondront aux déterminants des prix des logements. Nous y reviendrons ultérieurement.

Ce type de modélisation macroéconomique a été proposé initialement par Christopher Sims (1980) et a été utilisé abondamment depuis pour la caractérisation des données, la prévision, l'inférence structurelle et l'analyse de politique (Stock et Watson, 2001). L'objectif principal du présent projet concerne essentiellement l'inférence structurelle. Nous nous intéressons à la réponse dynamique de certaines variables du modèle suite à des chocs sur les variables endogènes, de même qu'à l'explication des variations historiques de ces variables en terme de ces chocs.

#### **3.2 Les avantages de la méthodologie VAR**

Les modèles VAR sont un cadre d'analyse simple qui permet de capter d'une manière systématique les riches rétroactions dynamiques entre les variables présentes dans un groupe de séries chronologiques. Les modèles structurels traditionnels imposent un très grand nombre d'hypothèses restrictives sur ces interrelations. Ces restrictions sont souvent discutables et rarement validées empiriquement. La méthodologie VAR a l'avantage de retenir un nombre réduit d'hypothèses restrictives et de laisser les données, plutôt que les chercheurs, décider de la configuration de ces relations dynamiques entre les variables du modèle. On peut voir un VAR comme un système dynamique général ayant comme cas particuliers plusieurs modèles structurels existants.

Dans un contexte où les divers modèles théoriques ne sont pas bien validés empiriquement, où ces modèles ont le plus souvent fort peu à dire quant à la dynamique des relations et où les



données disponibles ne cadrent pas toujours parfaitement avec les variables suggérées par la théorie, il est sage de minimiser les hypothèses restrictives imposées et de laisser les données s'exprimer.

Dans le marché immobilier, il est notoire que la dynamique est complexe, assez mal connue et très différente de celles des autres marchés. Le risque de retenir des hypothèses restrictives non fondées est élevé. Particulièrement dans ce cas, le VAR constitue une approche tout indiquée. De plus, au niveau des régions métropolitaines, la rareté des séries statistiques nous oblige à une distanciation certaine par rapport aux modèles théoriques. Là encore, la méthodologie de l'autorégression vectorielle peut s'avérer une approche des plus utiles en raison de sa grande souplesse au plan de la modélisation.

Par ailleurs, la méthodologie VAR vient avec son coffre d'outils, bien fondés du point de vue de la théorie statistique et relativement faciles à utiliser. Ces outils permettent de répondre directement aux questions auxquelles nous voulons répondre dans le cadre de ce projet. Ainsi, en rapport avec notre projet, les fonctions de réponses dynamiques permettent de mesurer les effets sur les prix des logements de chocs liés aux divers déterminants. Pour sa part, la décomposition de variance permet de mesurer la contribution de ces différents chocs – et donc des déterminants – à l'explication des variations historiques des prix des logements. Somme toute, l'approche de l'autorégression vectorielle constitue une méthodologie souple, cohérente, crédible et efficace. Elle est particulièrement bien adaptée en regard des objectifs du présent projet.

### **3.3 Les limites de l'approche VAR**

L'approche VAR, à l'instar de n'importe quelle autre méthodologie, comporte des limites et des difficultés d'utilisation. Cela est particulièrement le cas lorsqu'elle est utilisée à des fins d'inférence structurelle (Stock et Watson, 2001).

Le principal problème à cet égard est celui de l'identification des chocs. Les termes d'erreur estimés des diverses équations constituant le modèle VAR ne peuvent être interprétés comme des chocs attribuables à leur variable endogène correspondante. Pourquoi ? Parce qu'un choc peut affecter les résidus de plusieurs variables en même temps. Par exemple, si la Banque du Canada établit son taux directeur sur la base des développements courants en matière d'inflation et d'emploi, les termes d'erreur des équations de taux d'intérêt, d'inflation et d'emploi vont être liés, comporter des parties communes. Avant d'estimer les réponses dynamiques et de procéder à une décomposition de variance, il faut répartir les parties communes des résidus entre les diverses variables, c'est-à-dire bien identifier les chocs qui sont propres à chacune d'elles. Les variations de ces résidus décomposés constituent des chocs structurels liés exclusivement à l'une ou l'autre des variables endogènes du modèle VAR. Ainsi, pour évaluer correctement les variations des prix des logements qui résultent des chocs correspondant au taux d'intérêt réel, à l'inflation et à l'emploi, on doit décomposer les résidus estimés à l'aide d'hypothèses d'identification. Les résultats dépendront des hypothèses d'identification retenues. Ce problème est inhérent et ne peut être résolu uniquement avec des outils statistiques. Il faut se référer à la théorie économique et aux connaissances institutionnelles pour résoudre ce problème d'identification.

Un autre problème concerne le choix des variables présentes dans le VAR. Les termes d'erreur dans un système VAR, comme dans les régressions conventionnelles, reflètent les facteurs qui

n'ont pas été pris en compte dans le modèle. Si ces facteurs omis sont corrélés avec les variables présentes dans le modèle, alors les estimations VAR comporteront un biais d'omission de variables. Ce biais se répercutera dans les estimations des réponses dynamiques. Ce problème potentiel et la nécessité de bien identifier les chocs structurels nous incitent à spécifier notre modèle VAR à partir d'un cadre théorique cohérent des déterminants des variations des prix réels des logements.

L'approche VAR, parce qu'elle n'est pas une modélisation très parcimonieuse (nombre minimal de restrictions), est exigeante en ce qui concerne le nombre d'observations. Pour cette raison, on se doit de limiter le nombre de variables à inclure dans le modèle. Accroître leur nombre multiplie de manière exponentielle le nombre de paramètres à estimer. Très rapidement, l'incertitude entourant les estimations grandit. Le nombre de variables présentes dans le VAR doit donc demeurer limité. Par contre, un système VAR très petit, de deux ou trois variables par exemple, conduit parfois à des estimations instables, présente des difficultés pour l'interprétation des chocs structurels identifiés et ne nous permet pas de considérer tous les déterminants importants. (Stock et Watson, 2001). Il nous faut donc composer avec cet arbitrage de manière à ce que notre modèle VAR soit efficace et performant.

### L'autorégression vectorielle

La représentation mathématique d'un système VAR est la suivante :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

où  $y_t$  est un vecteur de variables endogènes,  
 $A_1 \dots A_p$  les matrices de coefficients à estimer  
 $\varepsilon_t$  un vecteur de termes d'erreur.

Le nombre de retards  $p$  est déterminé par un ou des critères statistiques. Les termes d'erreur de chaque équation possèdent certaines propriétés désirables du point de vue de l'estimation.

Le système VAR est complété par des hypothèses d'identification des chocs. Les termes d'erreur des diverses équations sont généralement corrélés entre eux. Dans cette situation, le vecteur des termes d'erreur  $\varepsilon_t$  ne peut être interprété comme des chocs sur les déterminants  $y_t$ . Le terme d'erreur de chaque équation d'un VAR est plutôt une combinaison linéaire des chocs propres (spécifiques) aux différentes variables endogènes composant le VAR; ces chocs propres ne sont pas connus a priori. Pour identifier les chocs propres à chacune des variables endogènes du système VAR, il faut décomposer les résidus  $\varepsilon_t$ . Ceci est réalisé à l'aide d'hypothèses d'identification. Des hypothèses d'identification différentes peuvent conduire à des résultats empiriques différents.

Plusieurs approches sont utilisées pour réaliser cette identification. Celle qui est la plus courante et qui a fait ses preuves consiste à ordonner les variables du VAR en fonction de notre connaissance a priori des effets immédiats de chaque variable sur les autres variables du modèle. C'est la méthode de la triangulation des résidus. Dans cette étude, c'est l'approche que nous privilégions.

## 4. LA SPÉCIFICATION DES MODÈLES VAR

Dans la section précédente, nous avons décrit de manière générale l'approche de l'autorégression vectorielle et nous avons motivé son utilisation dans le cadre de ce projet. Nous précisons maintenant ce cadre d'analyse empirique en discutant du choix des variables qui constitueront les modèles VAR, de la stratégie d'estimation et des hypothèses d'identification retenues pour identifier les chocs structurels. Il y sera notamment question de l'estimation en panel. Nous terminerons la section par une discussion relative à la façon d'interpréter les divers chocs et les réponses dynamiques.

### 4.1 Le choix des variables constitutives

La philosophie de modélisation de la méthodologie des vecteurs autorégressifs est de poser le moins de restrictions possible sur les relations entre les variables du modèle et de laisser ainsi les données s'exprimer. Il s'agit donc d'une approche essentiellement statistique où la théorie n'intervient que pour aider à identifier les variables endogènes qui feront partie du modèle VAR. Il n'y a pas de règles particulières à cet égard et le nombre de modèles VAR possibles n'est contraint que par l'imagination des auteurs et par l'objet de l'étude. Généralement, dans la littérature, les auteurs se limitent à lister les variables du VAR et à les justifier très grossièrement sur la base de considérations théoriques. Nous avons choisi d'identifier les variables de notre système VAR à partir d'un modèle général de détermination des prix réels des logements qui soit compatible avec la plupart des modèles proposés dans la littérature.<sup>23</sup>

Partons d'une fonction de demande de logements de long terme liant le nombre d'unités de logements demandés ( $H^D$ ) au prix réel des logements ( $PH$ ) et à un vecteur ( $X$ ) de variables représentant les autres déterminants de la demande de logements. Dans la littérature en économie immobilière, cette fonction de demande est habituellement dérivée dans le cadre d'un modèle de cycle de vie où les consommateurs maximisent leur utilité (satisfaction) sous leur contrainte budgétaire intertemporelle.<sup>24</sup> Dans ce contexte, le revenu disponible réel, le coût d'usage réel du capital immobilier et la richesse réelle des ménages sont les variables qui peuvent constituer le vecteur  $X$ . La littérature est assez précise quant à ce qui détermine le coût d'usage réel. Le coût d'usage du capital immobilier est surtout influencé par l'évolution des taux d'intérêt. Théoriquement, la mesure idéale sera un taux d'intérêt réel après impôts qui tiendrait aussi compte des gains attendus provenant de l'appréciation du capital immobilier [Meen (2001)]. En pratique, la littérature empirique ne permet pas de conclure si on doit recourir au taux d'intérêt réel ou nominal. La présence de contraintes de liquidité justifie l'utilisation du taux d'intérêt nominal. Si les deux sont pertinents, l'inflation devient un déterminant de la demande de logements.<sup>25</sup> La non-neutralité de la fiscalité en regard de l'inflation [Summers (1981) ; Poterba

---

<sup>23</sup> Un modèle VAR étant un système d'équations, nous employons indifféremment les termes « modèle » et « système ».

<sup>24</sup> Une contrainte budgétaire intertemporelle est une contrainte budgétaire dynamique qui tient compte explicitement de la possibilité qu'ont les ménages d'emprunter contre des revenus futurs ou d'épargner pour consommer davantage dans le futur.

<sup>25</sup> Le taux d'intérêt nominal peut être défini comme la somme du taux d'intérêt réel et du taux d'inflation attendu, lequel est lié étroitement à l'évolution récente du taux d'inflation.

(1989)] est un autre argument en faveur de la présence de l'inflation comme déterminant de la demande de logements.<sup>26</sup>

Au niveau des régions métropolitaines, l'analyse empirique est fortement contrainte par la disponibilité des données. À cet égard, les séries temporelles sur le revenu disponible ou autres mesures du revenu des ménages sont trop courtes pour être utilisées dans le cadre de la présente étude. Même contrainte du côté des dépenses de consommation que certains auteurs ont utilisées en lieu et place du revenu permanent.<sup>27</sup> Les ventes au détail s'avèrent un indicateur proche des dépenses de consommation. Les données pour cette variable sont disponibles pour quatre régions métropolitaines de recensement (RMR). Par ailleurs, aucune donnée sur la richesse des ménages n'existe au niveau des RMR. Cependant, l'évolution des prix des logements et celle des cours boursiers sont deux éléments clés de l'évaluation de cette richesse. Le prix réel des logements est déjà présent dans le modèle théorique. La structure du VAR tiendra donc compte implicitement de l'effet de richesse immobilière. L'indice boursier de la Bourse de Toronto (le TSX ou TSE300), exprimé en terme réel, viendra capter l'effet de richesse lié aux fluctuations de la valeur des actions détenues par les ménages.<sup>28</sup>

Sur la base de cette discussion quant au cadre théorique et aux contraintes de disponibilité des données au niveau des RMR, le système VAR de référence inclura les variables suivantes :

- les prix réels des logements
- le stock de logements (dont la différence première correspond essentiellement aux mises en chantier)
- l'emploi ou les ventes au détail réelles (comme indicateur du niveau d'activité économique ou de revenu)
- le taux d'intérêt réel (représentant à la fois le coût du financement hypothécaire et l'orientation de la politique monétaire)
- le taux d'inflation
- une (des) mesure(s) des coûts de construction (coût de main-d'œuvre, coût des matériaux, coût des terrains)
- une mesure des cours boursiers, exprimée en terme réel.

Toutes les variables sont exprimées en logarithme, sauf le taux d'intérêt réel et le taux d'inflation.<sup>29</sup> Aux fins de l'inférence statistique, il est préférable que les variables composant le système VAR soient stationnaires. Ainsi, lorsque les variables identifiées ne sont pas stationnaires, elles sont rendues stationnaires au moyen d'une différenciation première. Des tests de stationnarité (appelés tests de racine unitaire) ont été réalisés sur les séries statistiques retenues.<sup>30</sup> Ils indiquent que le prix réel des logements, les mises en chantier (à plus forte raison le stock de logements), l'emploi, les ventes au détail réelles et les coûts réels de construction (quelqu'en soit la mesure) ont une racine unitaire. Ces variables doivent donc être rendues

---

<sup>26</sup> Un autre argument fréquemment avancé stipule que, dans un contexte inflationniste, les ménages préfèrent investir dans des actifs plus sûrs, mieux protégés contre l'inflation, ce qui favoriserait les investissements immobiliers.

<sup>27</sup> Voir, à titre d'exemple, McCarthy et Peach (2002).

<sup>28</sup> Cette variable pourrait aussi capter un effet de substitution opérant entre les diverses catégories d'actifs.

<sup>29</sup> Dans la littérature, il est usuel d'exprimer les variables en logarithme. Cela permet de capter une forme de non-linéarité présente dans les relations entre les variables dépendantes et leurs déterminants.

<sup>30</sup> Les résultats de ces tests sont présentés à l'Annexe C

stationnaires par une différenciation. Sur la base de tests peu concluants et de la théorie économique, le taux d'intérêt réel entre en niveau dans le modèle VAR.<sup>31</sup> L'indice boursier TSX, exprimé en terme réel, est stationnaire sur la période étudiée et doit donc intervenir en niveau dans le VAR.

La mesure précise des variables présentes dans le système VAR est la suivante :

- le prix réel des logements est mesuré par l'indice des prix des logements neufs (IPLN), corrigé de l'inflation à l'aide de l'indice des prix à la consommation (IPC) ; variation en pourcentage (dlog) ;<sup>32,33</sup>
- les mises en chantier (HS) ; variation en pourcentage (dlog) ;
- le nombre d'emplois (EMPLOI) ; variation en pourcentage (dlog) ; ou
- les ventes au détail (VDETAIL), corrigées de l'inflation à l'aide de l'IPC ; variation en pourcentage (dlog) ;
- le taux d'intérêt réel est mesuré par le taux de rendement sur les bons du Trésor à 3 mois (R90), moins le taux de croissance de l'IPC au cours des douze derniers mois ;<sup>34</sup>
- l'inflation est mesurée par le taux de croissance trimestriel de l'IPC (dlog) ;
- les coûts réels de construction sont mesurés par : (1) un indice pondéré des coûts de main-d'œuvre et des coûts des matériaux de construction (CC), corrigé de l'inflation à l'aide de l'IPC et exprimé en variation en pourcentage (dlog) ; (2) une mesure des prix des terrains correspondant à un sous-indice de l'indice des prix des logements neufs (TER) ;
- l'indice TSX (antérieurement le TSE300) de la Bourse de Toronto, corrigé de l'inflation à l'aide de l'IPC; cette variable est exprimée en niveau dans le système VAR en vertu des résultats des tests de stationnarité.

## 4.2 La stratégie d'estimation

La discussion précédente concernant la spécification du système VAR suggère plusieurs variantes possibles du modèle VAR pour l'étude des prix réels du logement. Pour les travaux empiriques, nous adopterons la stratégie d'estimation suivante.

Le modèle de référence comprendra les six variables suivantes : le prix réel des logements ( $\Delta\%$  IPLN/IPC), les mises en chantier ( $\Delta\%$  HS), l'emploi ( $\Delta\%$  EMPLOI), le taux d'intérêt réel ( $R90/100-[IPC/IPC_{-4} -1]$ ), l'inflation ( $\Delta\%$  IPC) et les coûts totaux de construction, excluant le coût des terrains ( $\Delta\%$  CC/IPC).

---

<sup>31</sup> Ce choix n'a aucune incidence importante sur les résultats obtenus.

<sup>32</sup> Les prix des maisons existantes vendues par le biais du Système Inter-Agences (SIA) auraient été une mesure intéressante. Malheureusement, les séries ne débutent qu'en 1980, ce qui s'avère trop court pour rendre compte de la dynamique du système VAR retenu.

<sup>33</sup> Dlog (X) est la différence première du logarithme de la série X. Cette expression est une approximation assez juste de la variation en pourcentage de la série X.

<sup>34</sup> Comme mentionné plus tôt, le taux d'intérêt réel représente à la fois le coût du financement hypothécaire et l'orientation de la politique monétaire. Certains auteurs ont utilisé en même temps deux mesures distinctes de taux d'intérêt dans leur modèle VAR, soit un taux d'intérêt de court terme et un taux hypothécaire (par exemple, Baffoe-Bonnie [1998]). Malheureusement, cela rend très difficile l'identification des chocs de la politique monétaire, un élément clé de la dynamique du marché immobilier. À cet égard, un taux d'intérêt de court terme est un meilleur indicateur de l'orientation de la politique monétaire.

Les variantes du modèle de référence considéreront :

- (1) l'inclusion des coûts des terrains TER/IPC, en plus des coûts totaux de construction CC/IPC),
- (2) le recours aux ventes au détail réelles comme mesure du niveau d'activité, à la place de l'emploi ( $\Delta\%$  VDETAIL/IPC), et
- (3) l'ajout d'une septième variable endogène au modèle VAR, soit l'indice TSE300 exprimé en terme réel (TSX/IPC).

En plus des variables endogènes, chaque équation du système VAR comprend les variables exogènes suivantes : une constante ; trois variables auxiliaires représentant les effets saisonniers, soit S1, S2 et S4 ; une variable de tendance (TREND) et une variable dichotomique D911 prenant la valeur 1 au premier trimestre de 1991 et 0 autrement, afin de tenir compte de l'instauration de la taxe sur les produits et services (TPS) en janvier 1991. Pour tous les modèles VAR estimés, le nombre de retards dans les variables endogènes a été fixé à 4 (voir la justification plus loin).

Le modèle de référence et ses variantes ont été estimés au niveau national (Canada) et pour chacune des 10 régions métropolitaines de recensement. Les estimations utilisent des données trimestrielles sur la plus longue période permise par leur disponibilité. Ainsi, pour le modèle de référence et toutes les variantes faisant intervenir l'emploi comme variable endogène, la période d'estimation débute en 1972T1 (le Canada) ou 1975T1 (date du début de la série sur l'emploi dans les RMR) et se termine en 2003T3. Pour la variante qui fait appel à la variable des ventes au détail, le début de la période d'estimation est 1972T1. Dans ce cas, les estimations ne portent que sur 4 des 10 régions métropolitaines, en plus du Canada.<sup>35</sup>

### **4.3 Une estimation VAR *panel***

Le modèle VAR que nous avons retenu comprend 6 variables dans sa version de base. Ce nombre implique l'estimation d'un nombre considérable de coefficients. Nous l'avons déjà mentionné, cela n'est pas sans poser problème, considérant que l'échantillon des données statistiques disponibles pour l'estimation est limité à 115 observations dans la majorité des cas. Cette situation implique que les réponses dynamiques seront estimées avec moins de précision. De plus, cette dynamique a plus de chance d'être biaisée par des fluctuations importantes mais accidentelles dans les séries statistiques. Normalement, lorsque le nombre d'observations est élevé en regard du nombre de coefficients à estimer, les méthodes d'estimation parviennent à éliminer ces effets indésirables des fluctuations accidentelles. Dans le contexte de notre étude, les risques de biais sont non négligeables. Le fait que les séries statistiques utilisées concernent un niveau élevé de désagrégation (les régions métropolitaines de recensement) exacerbe ce problème.

Il n'y a pas grand-chose à faire pour contourner ce problème. Une possibilité est d'estimer un modèle VAR commun en traitant de manière groupée les échantillons des 10 régions métropolitaines pour l'ensemble des régions métropolitaines. Cette démarche est appelée

---

<sup>35</sup> Rappelons que les statistiques sur les ventes au détail au niveau des RMR ne sont disponibles que pour quatre RMR, soit Montréal, Toronto, Winnipeg et Vancouver.

« *estimation panel* » ou « *VAR panel* ». Cela exige que les données soient structurées de manière particulière. Une implication est que la structure dynamique du *VAR panel* sera la même pour toutes les régions métropolitaines. Ainsi, les divergences d'évolution entre RMR résulteront uniquement du fait que les chocs qui perturbent les diverses RMR sont différents ou d'ampleur inégale. En ayant recours à cette stratégie, nous nous retrouvons avec plus de mille observations, au lieu d'une centaine.<sup>36</sup> Cela a permis de réduire les intervalles de confiance des réponses dynamiques. En plus, les estimations panel constituent un repère avec lequel il est possible de comparer les résultats obtenus pour chaque région métropolitaine.

Un *VAR panel* d'ordre 4 (4 délais pour chacune des variables du système) a donc été estimé. L'application des outils d'analyse est la même que pour le VAR traditionnel.

#### 4.4 La technique d'estimation et les tests diagnostiques

Les équations des modèles VAR et *VAR panel* ont été estimées à l'aide du logiciel EVIEWS 5.1 par la méthode des moindres carrés ordinaires.<sup>37</sup> Les coefficients estimés n'ayant pas d'interprétation structurelle immédiate, ils ne seront pas présentés. Comme il est d'usage, seuls les réponses dynamiques et les résultats des décompositions de variance seront présentés.

Dans les VAR standards, le nombre de délais (le paramètre  $p$ ) est le même pour toutes les variables endogènes incluses dans le système. L'ordre  $p$  du VAR a été déterminé initialement à l'aide du critère d'information d'Akaike (AIC). Cependant, le nombre de délais ainsi établi ne permettait pas d'obtenir des termes d'erreur exempts d'autocorrélation, une propriété désirable pour assurer la justesse des résultats de l'inférence.<sup>38</sup> Le nombre de délais (la valeur de  $p$ ) a été augmenté jusqu'à l'obtention des termes d'erreur ayant un comportement acceptable pour l'ensemble des modèles. En pratique, un processus VAR d'ordre 4 a permis d'obtenir des résidus non autocorrélés pour toutes les équations. Nous avons donc retenu la valeur  $p = 4$  pour tous les modèles VAR estimés.

Nous avons aussi fait des tests de causalité de Granger pour vérifier dans quelle mesure les différents blocs de variables explicatives (un bloc comprenant tous les délais pour une variable donnée) aidaient à prédire directement les taux de variation trimestrielle des prix des logements neufs. Les délais dans les mises en chantier, ceux dans les taux d'intérêt réels, ceux dans l'inflation et ceux dans les prix des logements neufs s'avèrent utiles pour prédire directement les prix des logements neufs. Les délais sur la variable *Emploi* sont utiles à la marge (seuil de confiance de 11 %)<sup>39</sup>, tandis qu'il est possible de rejeter l'hypothèse que les délais dans les coûts

---

<sup>36</sup> Récemment, Gavin et Theodorou (2003) ont proposé et utilisé la méthode du *VAR panel* afin de réduire les erreurs d'échantillonnage.

<sup>37</sup> Puisque les variables de droite dans un système VAR sont toutes des variables endogènes retardées ou encore des variables exogènes, le problème de simultanéité ne se pose pas et la méthode des moindres carrés ordinaires est une technique d'estimation appropriée.

<sup>38</sup> Pour vérifier la présence d'autocorrélation, nous avons eu recours au test LM d'autocorrélation multivariée des erreurs (pour des ordres de 1 à 5).

<sup>39</sup> Le seuil de confiance («*P value*») de 11% doit être interprété comme suit : quel niveau de risque doit-on accepter pour ne pas rejeter l'hypothèse de la nullité conjointe des coefficients associés à la variable *Emploi*. Dans ce cas, le seuil de confiance statistique calculé est supérieur au seuil critique standard de 5%, indiquant un niveau relativement élevé de risque. Par contre, d'un point de vue théorique, l'idée que l'emploi soit un déterminant direct non négligeable des prix des logements est largement partagé.

réels de construction sont utiles pour prédire directement les prix des logements.<sup>40</sup> Par contre, les coûts de construction aident à prédire les mises en chantier et l'inflation, lesquelles variables aident à prédire les prix des logements.

#### 4.5 Les outils d'analyse

Pour étudier les déterminants des prix des logements, nous utiliserons les outils d'analyse qui sont proposés par la littérature sur la technique de l'autorégression vectorielle, soit la fonction de réponse dynamique (« *impulse response function* ») et la décomposition de variance (« *variance decomposition* »). Dans un modèle VAR, la source des fluctuations dans les variables endogènes est liée aux perturbations dans les termes d'erreur. Ces derniers sont cependant les résidus de formes réduites et n'ont pas d'interprétation structurelle immédiate. Chaque terme d'erreur correspond à un amalgame de chocs structurels en raison des corrélations contemporaines existant entre eux. Ainsi, un choc inflationniste peut affecter immédiatement plusieurs variables du système et, par là, être lié au terme d'erreur de plusieurs équations. Pour allouer les effets dynamiques aux bons déterminants, il faut au moyen d'hypothèses d'identification répartir adéquatement les parts des résidus estimés qui sont communs (soit décomposer les résidus de forme réduite) pour obtenir les résidus structurels spécifiques à chaque déterminant. Dans le cadre d'un système VAR, ces chocs structurels sont perçus comme les déterminants des variations des variables endogènes présentes.<sup>41</sup>

Les fonctions de réponse dynamique nous indiquent comment réagit, en termes dynamiques, une variable endogène du modèle VAR (les prix réels des logements, par exemple) lorsqu'un choc structurel (préalablement identifié) vient perturber le système. Pour sa part, la décomposition de variance est un outil d'analyse qui permet de décomposer les variations prédites dans les variables endogènes du modèle VAR en fonction de l'apport des divers chocs structurels identifiés. En d'autres termes, la décomposition de variance nous fournit une évaluation empirique de l'importance des divers déterminants dans les fluctuations des variables endogènes.

Les résultats obtenus dépendront des hypothèses d'identification retenues. Ils peuvent varier sensiblement, d'où l'importance de porter une attention particulière à l'établissement des hypothèses d'identification. Il n'y a pas de tests statistiques qui nous permettent de vérifier la qualité de nos hypothèses d'identification. L'objectif est de retrouver le mieux possible les vrais chocs structurels à partir des résidus de forme réduite.

#### 4.6 Les hypothèses d'identification

Une technique standard pour identifier les chocs structurels est d'utiliser une triangulation des résidus (factorisation orthogonale de Choleski). Cela requiert d'ordonner les variables endogènes présentes dans le modèle VAR. Le principe d'ordonnement est de mettre en premier les variables qui exercent une influence contemporaine sur les autres variables, mais qui ne sont pas

---

<sup>40</sup> Ce résultat corrobore une conclusion qui se dégage de la littérature à l'effet qu'il est difficile empiriquement de bien cerner le rôle des coûts de construction dans la détermination dynamique des prix des logements.

<sup>41</sup> Ici, la notion de chocs «*structurels*» correspond à des chocs décomposés de manière à pouvoir donner une explication structurelle (de type cause à effet, comme dans le cadre de modèles macroéconométriques structurels) aux réponses dynamiques du VAR. Le terme «*structurels*» ne doit pas être compris comme étant le contraire de «*conjuncture*».



influencées immédiatement par les variables qui suivent. La théorie économique et certaines régularités empiriques largement reconnues ont guidé notre choix d'ordonnement.

Pour les modèles VAR à six variables endogènes, nous avons retenu l'ordre suivant : (1) l'inflation, (2) le taux d'intérêt réel, (3) l'emploi ou les ventes de détail réelles, (4) les coûts réels de construction, (5) les mises en chantier et (6) les prix réels des logements. Pour les variantes du VAR à sept variables endogènes, l'ordre des variables est le suivant : (1) l'inflation, (2) le taux d'intérêt réel, (3) l'emploi, (4) les coûts réels de construction, (5) le coût réel des terrains ou l'indice boursier TSX (réel), (6) les mises en chantier, et finalement (7) les prix réels des logements.<sup>42</sup> Ces hypothèses d'identification complètent la spécification de nos modèles VAR.<sup>43</sup>

#### 4.7 Comment interpréter les chocs et leurs réponses dynamiques

Les chocs ainsi identifiés correspondent à des perturbations non anticipées (non prédites par le modèle). Ils sont liés en exclusivité à l'un ou l'autre des variables endogènes du modèle VAR estimé, soit aux divers déterminants des prix réels des logements.

Le choc de taux d'intérêt réel peut être interprété comme un choc de politique monétaire. Le choc d'emploi correspond à un choc de demande autre que monétaire ; il peut être lié, par exemple, à la politique budgétaire ou à la conjoncture américaine. Le choc sur la croissance de l'IPC correspond à un choc inflationniste (lié, par exemple, aux fluctuations du dollar canadien ou à une montée des prix relatifs de l'énergie). Le choc associé aux coûts de construction traduit les variations non anticipées dans les coûts de la main-d'œuvre ou les coûts des matériaux. Les chocs sur les mises en chantier peuvent refléter, par exemple, des politiques publiques d'encouragement à la construction résidentielle ou qui rendent disponibles des terrains pour le développement résidentiel. Enfin, les chocs liés au prix réel des logements traduiront des influences exogènes ou celles de facteurs qui n'ont pas été pris en considération dans le système VAR. Dans les variantes du modèle de référence s'ajouteront les chocs des coûts des terrains et les chocs boursiers. Là aussi, ces chocs doivent être interprétés comme des surprises, des variations non anticipées. D'ailleurs, la littérature sur les VAR utilise le terme « **innovations** » pour désigner les chocs. Cela traduit bien le sens du concept.

Un modèle VAR constitue un type de modèle d'équilibre général dynamique. Dans ce contexte, les réponses dynamiques aux divers chocs ne doivent pas être interprétées comme l'effet direct d'une variation d'un déterminant sur la variation des prix réels des logements. La réaction estimée tient compte et de l'effet direct et de l'ensemble des effets indirects liés aux diverses rétroactions dynamiques entre les variables présentes dans le VAR. Ils sont, en quelque sorte, l'équivalent des effets multiplicateurs obtenus dans les modèles macroéconométriques structurels.

---

<sup>42</sup> La place de l'indice boursier TSX importe peu dès lors qu'elle vient après le taux d'intérêt réel.

<sup>43</sup> Nous avons vérifié l'implication de retenir des séquences différentes. Certaines conduisaient à des réponses dynamiques non plausibles, suggérant que les chocs structurels avaient été mal identifiés. Les autres donnaient habituellement des résultats qualitativement assez semblables à ceux qu'impliquait la séquence retenue.

## 5. LES DONNÉES

Pour les besoins du projet, nous avons constitué une base de données statistiques trimestrielles couvrant la période 1972T1-2002T4. Elles concernent le Canada comme agrégat, ainsi que les 10 régions métropolitaines les plus importantes, soit : *Halifax, Québec, Montréal, Ottawa, Toronto, Hamilton, Winnipeg, Calgary, Edmonton* et *Vancouver*. Les variables d'intérêt ont été identifiées dans la section précédente. Les séries statistiques concernent donc :

- Les indices des prix des logements neufs
- Les mises en chantier (total résidentiel)
- L'emploi (en nombre)
- Les ventes au détail
- Les indices de coûts de la construction résidentielle
- Les indices des prix des logements neufs (terrains seulement)
- Les indices des prix à la consommation
- Le taux de rendement sur les bons du Trésor à 90 jours (Canada)
- L'indice TSX (TSE300) de la Bourse de Toronto (Canada).

Les embûches ont été nombreuses. La plupart des séries comportaient des discontinuités historiques, ce qui a exigé des raccordements à l'aide d'une technique appropriée. Des données désaisonnalisées n'étaient pas toujours disponibles. Par ailleurs, l'accès à certaines séries pour des périodes du début de notre échantillon a été compliqué.

Les statistiques sur les mises en chantier ont été fournies par la SCHL. Les autres séries proviennent de Statistique Canada, soit de CANSIM II, de CANSIM I ou de publications sur support papier. L'Annexe A décrit les séries statistiques utilisées, leur source et, le cas échéant, la méthode de raccordement utilisée.

Les données statistiques au niveau des régions métropolitaines n'ont pas la même fiabilité qu'au niveau national. Pour la plupart des séries qui nous intéressent, Statistique Canada se sert d'une méthodologie d'enquête par échantillon pour obtenir les renseignements nécessaires. Les séries calculées pour les régions métropolitaines de recensement reposent sur des échantillons plus faibles que les séries nationales. Il en résulte des erreurs types d'échantillonnage plus grandes et des séries comportant des fluctuations plus irrégulières. Un corollaire à ce phénomène : les statistiques pour les plus petits centres urbains sont moins fiables que pour les grands centres urbains.<sup>44</sup> Enfin, les statistiques ou séries plus anciennes sont généralement moins sûres que les statistiques ou séries récentes; les échantillons utilisés étaient habituellement plus petits et les méthodes moins sophistiquées. Ce sont là des évidences, mais elles ont certainement des incidences sur la robustesse des résultats qui seront obtenus. Il faudra en tenir compte dans l'appréciation des résultats empiriques.

---

<sup>44</sup> Habituellement, Statistique Canada ne calcule pas les intervalles de confiance des séries statistiques qu'elle produit en raison de leur nature longitudinale. On doit se contenter des brefs énoncés de qualité qu'émet Statistique Canada à propos de ses différentes enquêtes. Concernant plus spécifiquement la fiabilité des séries au niveau des régions métropolitaines de recensement, le lecteur peut consulter l'article «Quelques observations sur les régions infra-provinciales et les estimations des moyennes mobiles de 3 mois» publié dans *La Population Active*, Catalogue 71-001, janvier 1991, page C-2.

## 6. LES RÉSULTATS EMPIRIQUES AU NIVEAU NATIONAL

Nous présentons ci-après les principaux résultats empiriques concernant le Canada dans son ensemble. Comme il est d'usage, les coefficients estimés ne sont pas rapportés puisque ces coefficients n'ont pas d'interprétation structurelle et que l'objectif de l'analyse VAR est de déterminer les interrelations dynamiques entre les variables et non pas la valeur des paramètres estimés.

Au niveau national, l'estimation couvre la période 1972T1-2003T3. Comme le suggère Sims (1986), les réactions dynamiques des variables endogènes face aux divers chocs sont le mieux décrites par une représentation graphique. Puisque la présente étude cherche à expliquer l'évolution des prix des logements, nous présentons les résultats qui concernent directement cette variable. La **Figure 2** et le **Tableau 1** présentent la réaction dynamique cumulée des prix réels des logements face à six chocs (innovations) de 1% (ou d'un point de pourcentage) associés aux six variables endogènes du système (aux six déterminants).<sup>45, 46</sup> Les six chocs sont : un choc de taux d'intérêt réel ou choc monétaire, un choc d'emploi ou choc de demande non monétaire, un choc d'inflation, un choc des coûts de construction réels, un choc des mises en chantier et un choc des prix réels des logements.

Ensuite, nous présenterons les résultats des décompositions de variance, soit la part des variations historiques des prix réels des logements qui est expliquée par les divers chocs. Enfin, nous nous intéresserons à certains résultats complémentaires tirés des variantes du modèle VAR de référence.

### 6.1 Comment réagissent les prix du logement à des chocs sur ses principaux déterminants ?

Le Tableau 1 décrit la réaction cumulée de la croissance des prix des logements au Canada comme suite à des chocs de 1 % dans les divers déterminants considérés dans le modèle. La Figure 2 illustre ces réponses dynamiques. D'une manière générale, les effets estimés sont plausibles et conformes aux attentes.<sup>47</sup> Cependant, l'incertitude qui entoure ces estimations est assez importante et reflète le nombre limité d'observations par rapport au nombre élevé de coefficients à estimer dans le VAR. Cette incertitude concerne plus particulièrement les effets des chocs d'emploi et des coûts de construction.

---

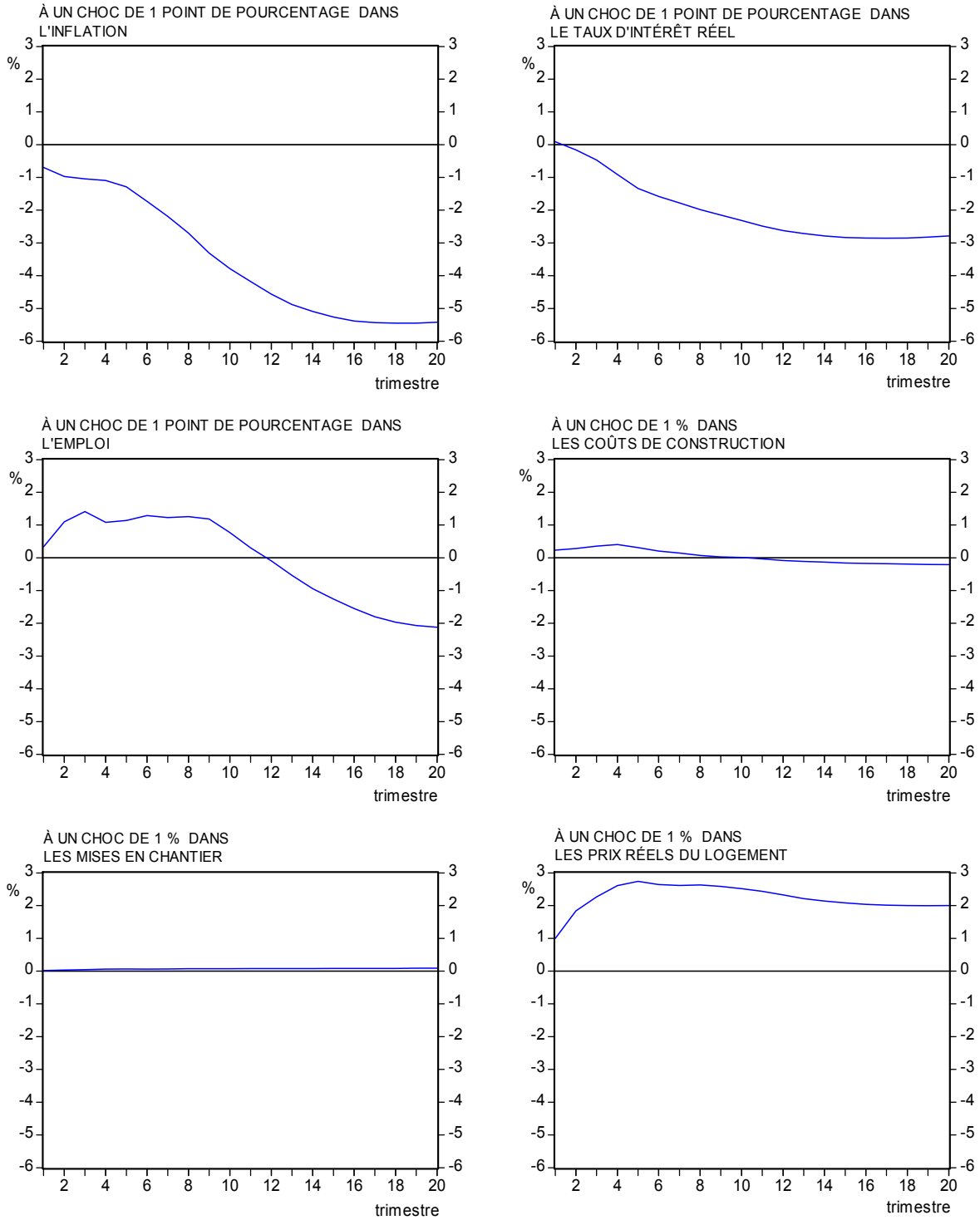
<sup>45</sup> Dans notre présentation, les réponses dynamiques seront toujours exprimées de manière cumulée. Considérant que la variable «*Prix réels des logements neufs*» est modélisée en logarithme, les effets d'entraînement estimés d'un choc seront interprétés comme le pourcentage d'écart (d'augmentation ou de diminution) dans les prix réels des logements par rapport au scénario sans choc un nombre donné de trimestres après le choc.

<sup>46</sup> Les chocs ont été normalisés pour correspondre à 1% pour en faciliter l'interprétation. Dans la littérature, on se réfère le plus souvent à un choc équivalant à un écart-type des résidus structurels.

<sup>47</sup> Généralement, les intervalles de confiance associés à ces réponses dynamiques sont larges et reflètent le faible nombre d'observations disponibles par rapport au nombre passablement élevé de coefficients à estimer.

## Figure 2

### Réponses dynamiques cumulées des prix réels des logements ( CANADA; modèle de référence)



### Tableau 1 - Canada

<b>RÉPONSES DYNAMIQUES CUMULÉES DE LA CROISSANCE DES PRIX DES LOGEMENTS NEUFS À DES CHOCS DE 1 % OU DE 1 POINT DE POURCENTAGE (avec le modèle de référence) sur</b>						
<b>Horizon (trimestre)</b>	<b>IPC</b>	<b>R90</b>	<b>EMPLOI</b>	<b>CC</b>	<b>HS</b>	<b>IPLN</b>
1	-0,70	0,09	0,34	0,24	0,02	1,00
2	-0,97	-0,16	1,10	0,28	0,04	1,84
3	-1,05	-0,47	1,41	0,36	0,05	2,27
4	-1,09	-0,91	1,09	0,40	0,06	2,61
5	-1,29	-1,34	1,14	0,31	0,07	2,74
6	-1,73	-1,58	1,29	0,21	0,06	2,64
7	-2,19	-1,78	1,23	0,14	0,07	2,62
8	-2,70	-1,98	1,26	0,07	0,07	2,64
9	-3,31	-2,15	1,18	0,03	0,07	2,59
10	-3,79	-2,31	0,77	0,01	0,07	2,51
11	-4,18	-2,49	0,31	-0,03	0,08	2,44
12	-4,57	-2,62	-0,09	-0,08	0,08	2,33
13	-4,88	-2,72	-0,54	-0,11	0,08	2,21
14	-5,09	-2,79	-0,95	-0,13	0,08	2,14
15	-5,26	-2,83	-1,26	-0,16	0,08	2,09
16	-5,38	-2,85	-1,55	-0,17	0,08	2,04
17	-5,43	-2,86	-1,8	-0,18	0,08	2,01
18	-5,45	-2,85	-1,97	-0,19	0,09	2,00
19	-5,45	-2,82	-2,07	-0,20	0,09	1,99
20	-5,42	-2,79	-2,12	-0,21	0,09	2,00

Une politique monétaire restrictive haussant les taux d'intérêt réels aura une incidence négative et substantielle sur les prix réels des logements. Cependant, on observe des délais non négligeables, ce qui est conforme à la littérature empirique sur les effets des politiques monétaires. Au cours des 3 premiers trimestres, les effets sont plutôt limités. La majeure partie des impacts se fait sentir entre la fin de la première année et la fin de la troisième année suivant le choc. Le Tableau 1 indique qu'une hausse de 1 point de pourcentage des taux d'intérêt réel diminue les prix réels des logements d'environ 1% après 4 trimestres et de 2 % après 8 trimestres. Au bout de 5 ans, l'effet cumulé est une baisse de 2,8% des prix réels du logement. Rappelons que ces effets ne tiennent pas seulement compte des impacts directs, mais de l'ensemble des rétroactions dynamiques du système.

À titre de comparaison, les effets d'un choc monétaire positif sur les mises en chantier (Figure 3; Tableau 2) sont plus rapides et plus importants. L'impact est notable dès le deuxième trimestre. Il est maximal après 5 trimestres et correspond alors à une baisse cumulée de 6,5% des mises en chantier. L'effet persiste même après 5 ans.<sup>48</sup> Clairement, les prix du logement et l'activité de construction résidentielle affichent une sensibilité notable aux chocs monétaires.

Un **choc d'emploi** (ou choc de demande globale non monétaire) stimule, tel qu'attendu, les prix réels des logements ainsi que les mises en chantier. Cependant, les effets estimés sont plus incertains et beaucoup moins persistants que ceux des chocs monétaires. Un choc d'un pour cent engendre une hausse des prix du logement d'environ 1,5% après 3 trimestres et 1,3% après 8 trimestres (Figure 2 et Tableau 1). Après trois ans, l'influence s'estompe et devient négative. La réponse des mises en chantier à ce même choc est massive à court terme (11% après 2 trimestres), plus irrégulière et devient très faible après 3 ans (voir Figure 3 et Tableau 2).<sup>49</sup>

Un **choc inflationniste** affecte graduellement à la baisse les prix réels des logements (Figure 2 et Tableau 1). L'influence est plutôt faible au cours de la première année, mais devient très substantiel à la longue. L'impact maximal est atteint après 4 ans ½. Il se situe alors à -5,4%. Un choc inflationniste de 1% diminue au bout de 4 trimestres le prix réel des logements d'environ 1%. Cet effet est de 2,7% au bout de 8 trimestres et atteint environ 5% après 4 ans. On peut lier cette réponse aux effets récessionnistes des chocs inflationnistes (incluant la réaction des autorités monétaires) au fait que le taux d'intérêt nominal, pas uniquement le taux d'intérêt réel, importe pour les ménages contraints à l'emprunt. Bien que cela ne soit pas incompatible avec ces résultats, il n'y a pas d'évidence qu'un contexte inflationniste stimule le marché immobilier canadien sur la base des arguments de Summers [1981] et de Poterba [1991], arguments liés à la fiscalité.<sup>50</sup>

Un choc inflationniste interfère aussi avec la construction résidentielle, mais plus faiblement (Figure 3 et Tableau 2). À court terme, l'effet apparaît très volatile. À plus long terme, un choc inflationniste diminue d'environ 1% la construction de logements.

Les prix réels des logements répondent positivement à un **choc des coûts réels de construction**. Ces effets sont très faibles (moins de ½ de 1%) et s'estompent graduellement après un an. Ils sont à peu près nuls au bout de 3 ans. Cette réaction dynamique est cohérente avec l'hypothèse que les constructeurs réussissent mal à refiler les hausses de coût réel aux acheteurs de maisons. Mais, il se peut que le modèle VAR réussisse mal à mesurer le rôle joué par ce facteur d'offre.<sup>51</sup>

---

<sup>48</sup> L'impact sur les coûts de construction est également négatif, mais beaucoup plus ténu. De fait, les coûts de construction sont peu influencés par les autres variables du système, sauf peut-être l'inflation (influence négative).

<sup>49</sup> Il se peut que le modèle VAR réussisse mal à rendre compte des effets de la croissance de l'emploi ou, plus globalement, de l'activité économique sur les prix des logements et les mises en chantier. Une hypothèse est que les chocs d'emploi seraient mal identifiés; cela est possible, mais les résultats obtenus sont assez robustes par rapport aux hypothèses d'identification retenues.

<sup>50</sup> Ces effets positifs directs de l'inflation sur l'activité immobilière peuvent être dominés par les effets macroéconomiques. Il y a cependant de bonnes raisons de croire que ces effets découlant de la fiscalité sont moins importants au Canada qu'aux États-Unis en raison de la non-déductibilité des frais d'intérêt hypothécaire pour les propriétaires résidents.

<sup>51</sup> Dans la littérature, malgré les efforts déployés, les chercheurs ont beaucoup de difficulté à bien faire ressortir le rôle et la dynamique des facteurs d'offre. Cela est particulièrement vrai lorsqu'on essaie de prendre en considération simultanément les facteurs d'offre et de demande [Meen [2001]]. Nous avons vérifié si le fait d'inclure

## Tableau 2 - Canada

RÉPONSES DYNAMIQUES CUMULÉES DE LA CROISSANCE DES MISES EN CHANTIER À DES CHOCS DE 1 % OU DE 1 POINT DE POURCENTAGE (avec le modèle de référence) sur						
Horizon (trimestre)	IPC	R90	EMPLOI	CC	HS	IPLN
1	-1,07	-1,81	11,31	1,78	1,00	0,00
2	-3,75	-4,14	11,01	1,43	0,77	5,54
3	1,66	-3,96	5,51	2,92	0,6	4,11
4	2,39	-5,11	-0,96	1,46	0,55	0,33
5	0,64	-6,46	-2,56	-1,71	0,59	-0,43
6	-2,33	-5,59	1,63	-1,37	0,60	-1,36
7	-1,23	-4,19	2,56	-0,77	0,57	-0,94
8	-0,88	-4,44	2,14	-0,26	0,61	0,36
9	-1,76	-5,03	2,72	-0,32	0,62	0,63
10	-1,96	-5,13	0,68	-0,32	0,60	0,18
11	-0,73	-5,25	-0,98	-0,23	0,61	0,03
12	-0,70	-5,29	-0,34	-0,47	0,60	-0,13
13	-1,45	-5,13	0,36	-0,58	0,60	-0,26
14	-1,19	-5,02	0,20	-0,46	0,62	-0,10
15	-0,82	-4,99	0,39	-0,42	0,62	0,17
16	-0,9	-4,98	0,59	-0,4	0,61	0,18
17	-0,92	-5,00	0,33	-0,39	0,61	0,12
18	-0,78	-5,02	0,28	-0,44	0,61	0,14
19	-0,77	-4,97	0,57	-0,46	0,61	0,13
20	-0,81	-4,92	0,72	-0,43	0,61	0,14

Les prix réels des logements réagissent positivement, mais en moyenne très faiblement à un **choc sur les mises en chantier** (Figure 2 et Tableau 1). Un choc non anticipé sur les mises en chantier (pensons ici à une nouvelle politique gouvernementale) stimule les prix réels des logements. Cette réponse dynamique est compatible avec l'idée que la construction résidentielle réussit peu à court et moyen terme à rééquilibrer l'offre et la demande de logements. Notons cependant que cette faible sensibilité est compensée en partie par la forte ampleur des chocs associés aux mises en chantier.<sup>52</sup>

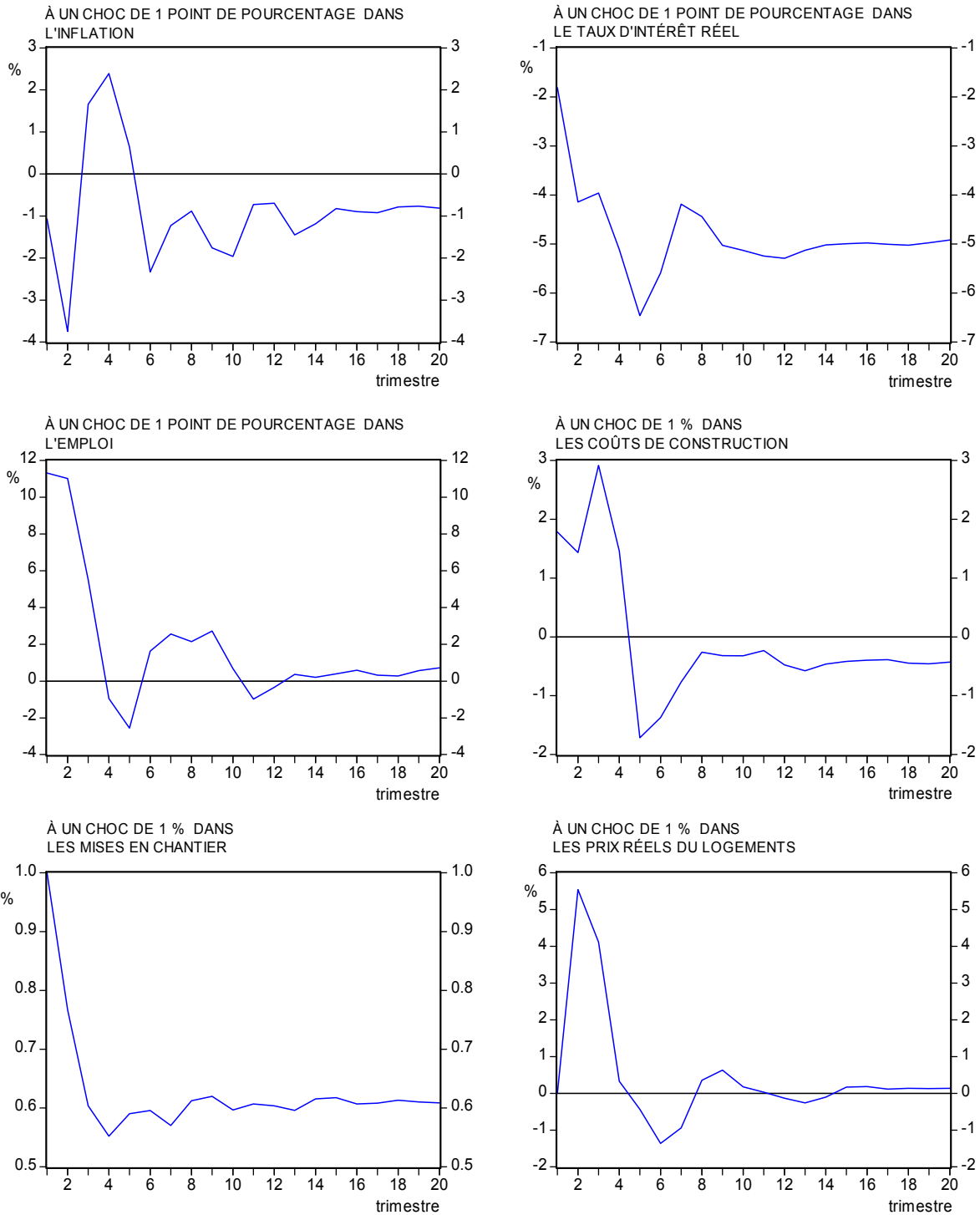
---

simultanément ou séparément dans le modèle une variable «coûts de main d'œuvre» et une autre «coûts des matériaux» modifiait les réponses obtenues. Les résultats sont tout à fait semblables à ceux obtenus avec le modèle de référence.

<sup>52</sup> Face à ce choc «propre» de 1%, les mises en chantier sont affectées de manière durable. Après 5 ans, les mises en chantier sont encore 0,6% supérieures à ce qu'elles étaient avant le choc.

### Figure 3

#### Réponses dynamiques cumulées des mises en chantier (CANADA; modèle de référence)





Enfin, un **choc des prix réels des logements** accroît très sensiblement les prix réels des logements, et ce de manière prolongée (Figure 2 et Tableau 1). Un choc non anticipé de 1% implique une hausse cumulée de 2,6% des prix réels des logements entre les quatrième et huitième trimestres après le choc. Après 5 ans, les prix réels des logements sont encore supérieurs de 2% par rapport à la situation avant le choc. Cette réponse dynamique indique non seulement beaucoup de persistance dans les fluctuations des prix des logements, mais vraisemblablement une surréaction compatible avec l'existence de bulles immobilières. Ce même choc stimule fortement à très court terme la construction résidentielle. Cependant à plus long terme, cette influence est minime.

## 6.2 L'importance des divers déterminants dans les variations historiques des prix des logements

Les réponses dynamiques des prix du logement face aux différents chocs sur les déterminants nous donnent un portrait incomplet. Le rôle que joue un facteur dans l'explication des fluctuations historiques des prix des logements (ou des mises en chantier) dépend non seulement des fonctions de réponses dynamiques, mais aussi de l'ampleur des chocs. La Figure 4 résume la contribution estimée des divers chocs dans l'explication des variations historiques des prix réels des logements pour un horizon de 5 ans.<sup>53</sup> Ces estimations sont des moyennes. Il est évident que l'importance du rôle joué par un déterminant peut varier selon les périodes considérées.

Première constatation, les fluctuations des prix réels des logements sont en majeure partie engendrées par ses propres chocs (43%). Ce résultat peut tenir à plusieurs explications. Il est compatible avec la présence d'un effet de richesse immobilière et avec les chocs associés au coût des terrains. Mais cela suggère surtout que les facteurs économiques pris en compte dans le modèle VAR n'expliquent qu'une partie des variations trimestrielles des prix des logements.<sup>54</sup> Comme nous le mentionnions plus tôt, ce résultat est cohérent avec l'idée que les facteurs économiques fondamentaux ne peuvent expliquer à eux seuls les fluctuations des prix des logements (et des mises en chantier) et que le marché immobilier peut être sujet à des bulles spéculatives et des réactions excessives (*overshooting*).

Parmi les autres chocs, les chocs monétaires (sur le taux d'intérêt réel) s'avèrent le plus important avec une contribution de 22%. L'emploi, qui dans le modèle vient capter les effets des changements dans la population, des revenus des ménages et, plus globalement, des chocs de demande non monétaires, apporte une contribution de 11,4%, ce qui peut sembler faible par rapport à nos a priori.<sup>55</sup> Pour sa part, l'inflation semble jouer un rôle majeur dans les fluctuations des prix réels des logements, même plus important que celui de l'emploi. Cette contribution croît

---

<sup>53</sup> Nous aurions pu présenter les contributions des divers chocs pour différents horizons. En pratique, cela donne très peu d'informations supplémentaires.

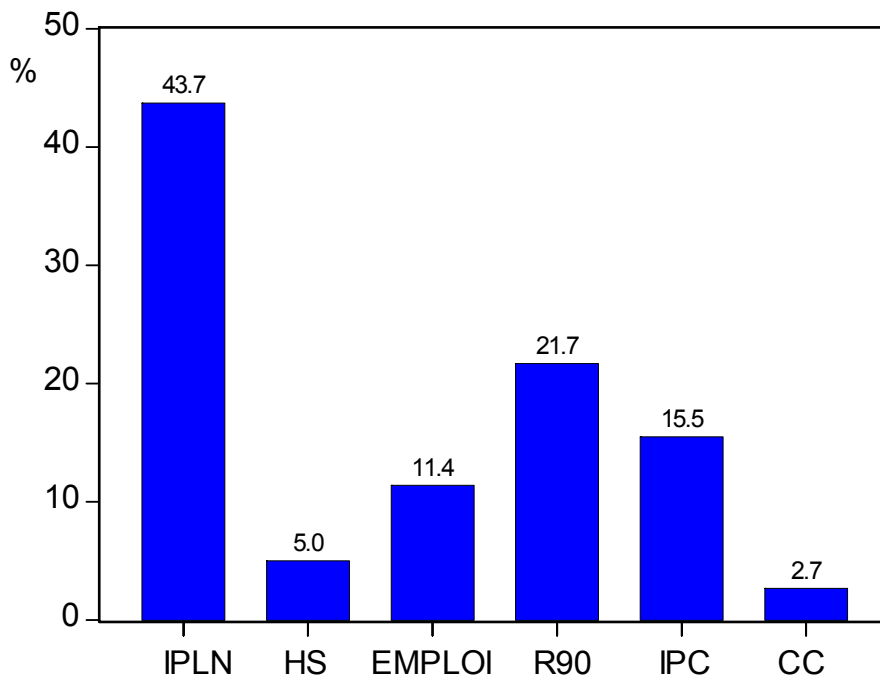
<sup>54</sup> Sutton (2002) avait obtenu un résultat semblable pour le Canada, mais non pour les autres pays. Évidemment, le fait que le modèle cherche à expliquer la variation trimestrielle des prix du logement rend cette série très volatile et difficile à prédire.

<sup>55</sup> Certaines études américaines concluaient à un rôle important de l'emploi ; c'est le cas de l'étude de Baffoe-Bonnie [1998] qui a utilisé une modélisation VAR. Récemment, Tsatsaronis et Zhu (2004), eux aussi avec un modèle VAR appliqué sur un panel de 17 pays, arrivaient à une conclusion proche de la notre à l'effet que les revenus des ménages jouent un rôle relativement mineur dans les variations des prix du logement.

avec l'horizon de prévision pour atteindre 15,5% au bout de 5 ans. Ce résultat corrobore celui de Tsatsaronis et Zhu (2004) qui concluaient dans une étude internationale à un rôle très important de l'inflation comme déterminant des prix des logements. Les innovations dans les mises en chantier et les coûts de construction comptent respectivement pour environ 5% et 2,7% des variations des prix réels des logements. Ces contributions sont cohérentes avec la littérature empirique. Les prix des logements réagissent assez faiblement à l'afflux de constructions nouvelles parce que ces nouveaux logements ne comptent que pour une faible partie du stock total de logements. Autre explication en ce qui concerne les coûts de construction, ceux-ci s'avèrent relativement stables dans le temps. (Glaeser, 2004).

**Figure 4**

**Contribution des divers déterminants  
aux variations historiques des prix réels des logements  
(Canada; horizon de 5 ans; modèle de référence)**



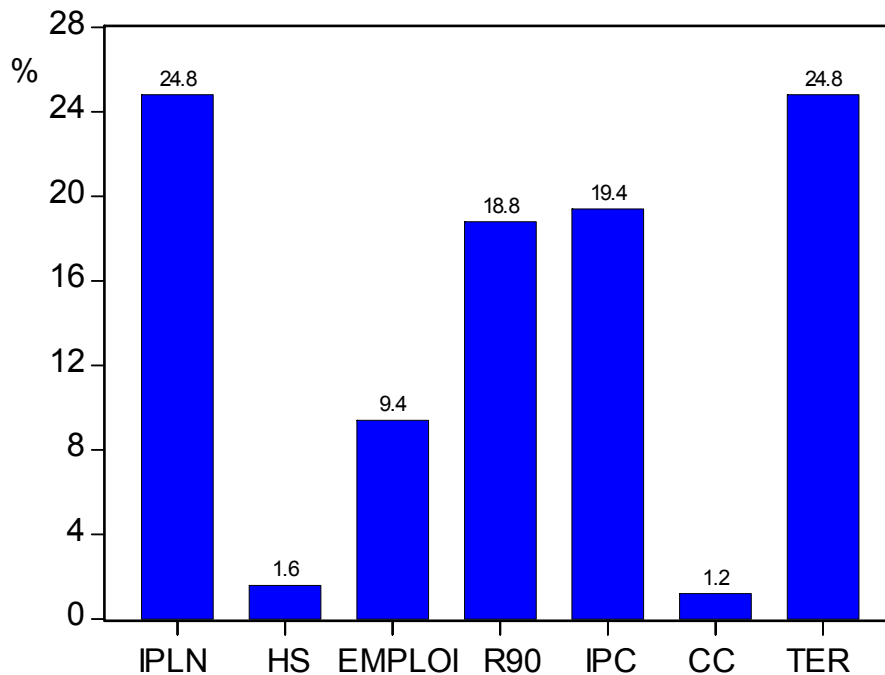
**6.3 Le coût des terrains comme déterminant des prix réels des logements**

Nous avons voulu vérifier l'influence du coût des terrains. Pour ce faire, nous avons estimé un VAR à 7 variables dont le prix des terrains tel que mesuré par un sous-indice des prix des logements neufs. La mesure est loin d'être idéale puisqu'il s'agit d'un prix de sortie (et non des entrées) et elle peut poser certains problèmes économétriques, cet indice étant une composante du

prix des logements neufs.<sup>56</sup> Il faudra donc interpréter avec prudence les résultats obtenus. L'ajout de la variable *coût réel des terrains* au modèle de référence permet d'accroître substantiellement la capacité du modèle à expliquer les prix réels des logements. Ainsi, les chocs exogènes sur le prix réel des logements voient leur contribution aux fluctuations des prix réels des logements passer de 43% à 25% pour l'horizon de 5 ans. Les chocs exogènes sur les coûts des terrains accaparent 25% de la variation des prix réels des logements à court et à long terme. C'est ce que révèle la Figure 5 qui présente les contributions des déterminants dans ce modèle VAR intégrant le coût des terrains comme variable endogène. Il s'agit d'une contribution substantielle qui n'est pas totalement fiable pour les raisons mentionnées plus tôt, mais qui n'est pas dépourvue de sens. Le prix des terrains s'est avéré passablement plus volatile que celui des maisons avant 1990, et probablement moins prévisible.<sup>57</sup> Il serait intéressant de creuser davantage cette question. La contribution des autres déterminants change quelque peu dans ce modèle élargi; notamment, l'inflation devient un déterminant aussi important que les taux d'intérêt réels (19%) des variations des prix réels du logement.

**Figure 5**

**Contribution des divers déterminants  
aux variations historiques des prix réels des logements  
(CANADA, horizon de 5 ans, modèle avec coût des terrains)**



<sup>56</sup> C'est comme considérer un VAR ayant à la fois le PIB et la consommation comme variables endogènes, ce qui représente un cas fréquent dans la littérature en macroéconomie.

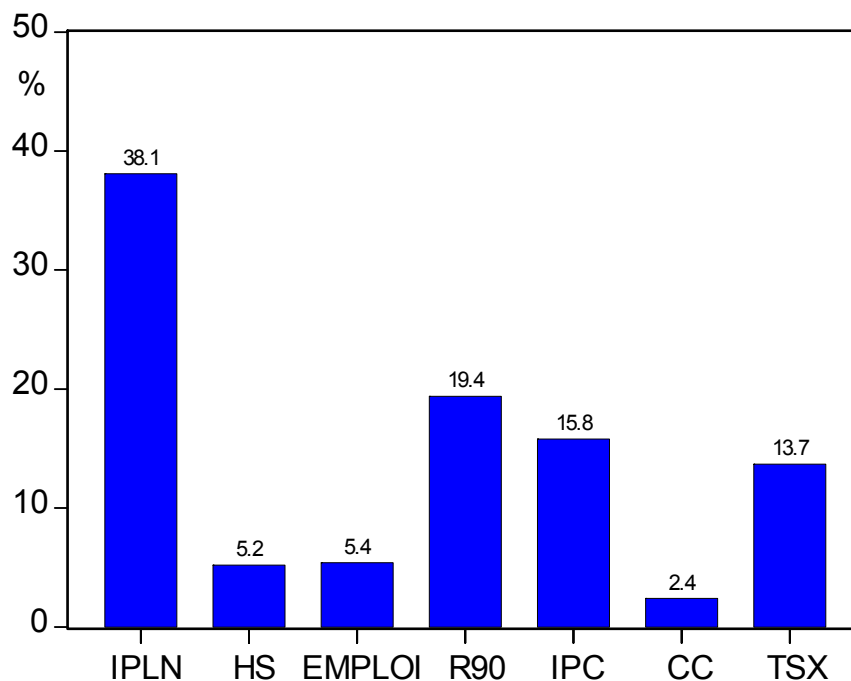
<sup>57</sup> De fait, l'écart-type des chocs associés au coût des terrains, tel qu'estimé par le modèle, est près du double de celui des chocs associés au prix des logements, soit 0,0094 contre 0,0050.

#### 6.4 L'incidence du marché boursier sur les prix réels des logements

Nous avons voulu vérifier l'importance de la richesse boursière comme déterminant des prix réels des logements en intégrant les cours boursiers réels (le TSX de la Bourse de Toronto dégonflé par l'indice des prix à la consommation) dans le VAR de référence.<sup>58</sup> La Figure 6 donne les résultats de la décomposition de la variance avec ce VAR augmenté.

Figure 6

**Contribution des divers déterminants  
aux variations historiques des prix réels des logements  
(CANADA, horizon de 5 ans, modèle avec l'indice boursier TSX)**



Ces résultats vont dans le même sens que ceux obtenus par Sutton (2002) pour différents pays dont le Canada : les chocs boursiers seraient un déterminant non négligeable des prix des logements (contribution de 13,7%), même plus important que l'emploi dont la contribution réduite à 5,4%. Ainsi, la montée boursière de la seconde moitié des années 90 aurait stimulé la croissance des prix des logements, tandis que la débâcle boursière qui a suivi aurait ralenti cette croissance.

Il y a de bonnes raisons pour interpréter avec prudence ces résultats. D'une part, la littérature empirique sur les fonctions de consommation suggère un effet de richesse boursière positif mais relativement faible. D'autre part, l'inclusion des cours boursiers réels dans le VAR de référence a

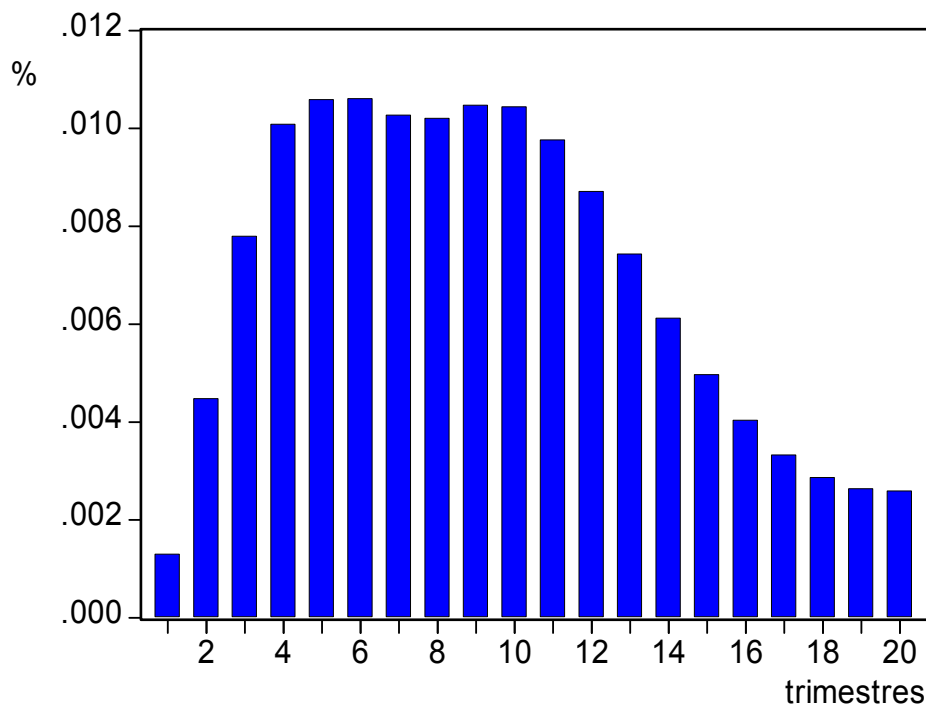
<sup>58</sup> Ce VAR à 7 variables est d'ordre 4. Les hypothèses d'identification ne changent guère les résultats obtenus.

pour effet de réduire de manière sensible la contribution des chocs d'emploi aux fluctuations des prix réels des logements, contribution que nous jugions déjà trop faible par rapport à nos attentes. Le TSX étant un indicateur avancé de la conjoncture, il est probable que cette variable s'approprie d'une partie des effets de la variable *Emploi* et que les chocs structurels respectifs de ces variables aient été mal identifiés.

Les mêmes commentaires s'appliquent à la réponse dynamique des prix des logements à un choc boursier. La Figure 7 illustre cette réponse dynamique pour un choc correspondant à un écart-type des résidus.<sup>59</sup> Les prix des logements répondent positivement, sensiblement et durablement à un choc boursier exogène. Là encore, la réponse nous semble trop rapide pour être totalement crédible.

**Figure 7**

**Réponse dynamique des prix réels des logements  
à un choc boursier d'un écart-type  
(CANADA, modèle avec l'indice boursier TSX)**



Somme toute, les cours boursiers constituent un déterminant des prix réels des logements. Ce facteur agira via un effet de richesse. Malheureusement, dans le cadre d'une méthodologie d'autorégression vectorielle, les mesures de cet effet sont, de toute évidence, surestimées en raison des propriétés statistiques des indices boursiers.

<sup>59</sup> Puisque le TSX réel est en niveau dans le modèle VAR, il n'était pas possible de normaliser les fonctions de réponses pour les faire correspondre à un choc de 1% ou 10%.

## **6.5 Que retenir de ces résultats empiriques au niveau national ?**

Le modèle VAR de référence donne des résultats empiriques au niveau national qui sont des plus intéressants malgré les contraintes liées à la taille de l'échantillon. Nous trouvons que les déterminants les plus importants des variations des prix réels des logements sont les chocs monétaires (les taux d'intérêt réels) qui expliquent 22% des variations historiques des prix des logements et l'inflation dont la contribution dans le modèle de référence se situe à 15%. Si nous ne sommes pas surpris du résultat concernant les chocs de taux d'intérêt, son rôle majeur est plus surprenant, quoique pas totalement inattendu. La littérature sur le sujet propose plusieurs arguments pour soutenir ce résultat. Récemment, Tsatsaronis et Zhu (2004) rapportent un résultat semblable.

L'emploi qui dans notre modèle représente aussi la population et les revenus constitue également un déterminant important, mais non dominant. La contribution des chocs d'emploi compte pour 11,4% des variations historiques des prix des logements dans la version privilégiée du modèle VAR. Les autres facteurs étudiés (à l'exclusion des chocs sur les prix des logements dont la contribution est difficile à interpréter), soit les mises en chantier et les coûts de construction sont des déterminants mineurs.

Dans des estimations complémentaires, nous arrivons à la conclusion que les variations non anticipées du coût des terrains constituent vraisemblablement un déterminant très important des prix des logements (contribution estimée à 25%). De même, nous obtenons le même résultat que Sutton (2002) à l'effet que la richesse boursière est un déterminant important des prix des logements (contribution estimée à 13,7%). Cependant, nous présentons des arguments qui mettent en doute la justesse de cette évaluation.

En ce qui concerne la dynamique des effets associés aux divers chocs, retenons notamment les longs délais qu'impliquent les chocs monétaires et la réaction amplifiée et persistante des prix des logements à ses propres chocs. Ce dernier résultat suggère que le marché immobilier ait tendance à surréagir aux chocs et tarde à retrouver une situation d'équilibre. Cela est tout à fait compatible avec la présence de bulles immobilières. Enfin, en raison de leur faible incidence, les chocs sur les mises en chantier (sur l'offre de logements) ne peuvent agir qu'à relativement long terme pour rétablir les déséquilibres survenant sur le marché domiciliaire.

## **7. LES RÉSULTATS AU NIVEAU DES RÉGIONS MÉTROPOLITAINES DE RECENSEMENT**

Dans la section précédente, nous avons présenté les principaux résultats des analyses de réponses dynamiques et de décomposition de variance au niveau national. Ces résultats serviront comme élément de comparaison pour notre analyse au niveau des régions métropolitaines qui est l'objet de la présente section.

Nous avons estimé le modèle VAR de référence et ses variantes pour chacune des 10 régions métropolitaines de recensement (RMR). Nous avons aussi produit une estimation en panel de ces modèles. Rappelons que dans ce cas, la structure dynamique du VAR est supposée la même pour toutes les RMR. Nous rapportons donc ici les résultats de 11 ensembles de résultats. La présentation se fera de manière intégrée ce qui favorisera les comparaisons.

Nous avons déjà mentionné que les estimations au niveau d'une région métropolitaine se heurtent au problème de la qualité des données statistiques disponibles. À ce niveau élevé de désagrégation, les erreurs de mesure des variables sont exacerbées et les séries statistiques affichent un caractère très volatile (bruyant). Cela nuit à la qualité des estimations, en particulier en situation de petit échantillon, ce qui est le cas ici. En plus, par rapport aux estimations au niveau national, la période d'estimation est un peu plus courte (1975T1-2003T3) en raison de la non-disponibilité de statistiques sur l'emploi avant 1975. En conséquence, nous observons que les réponses estimées correspondant aux différents chocs sont plus incertaines et moins fiables. Cela est particulièrement vrai pour les plus petits centres urbains. Un des objectifs visés par l'estimation panel était de réduire cette incertitude. L'objectif a été atteint. Les réponses dynamiques sont toutes statistiquement différentes de zéro, sauf celles qui concernent la variable « *Coûts de construction* ». Dans ce dernier cas, les réponses dynamiques sont cependant très faibles. Les résultats en panel constituent une base de comparaison des plus intéressantes.

Reprenons une mise en garde. Les réponses et les contributions qui sont estimées reflètent non pas les effets directs des déterminants sur les prix réels des logements, mais l'ensemble des effets directs et indirects qui résultent des rétroactions dynamiques du système d'équations VAR.

Mais avant d'examiner les réponses dynamiques des modèles VAR au niveau régional ainsi que la contribution des divers chocs aux fluctuations historiques des prix réels des logements, portons notre attention sur la capacité prédictive des modèles VAR régionaux.

### **7.1 Quelle est la capacité prédictive des modèles VAR régionaux des prix des logements?**

Dans quelle mesure les modèles VAR régionaux réussissent-ils à retracer l'évolution historique des prix des logements? Voilà une question qui n'est pas dépourvue d'intérêt. La **Figure 8** présente une évaluation comparative de la capacité des modèles régionaux (et national) à prévoir 1 trimestre et 4 trimestres à l'avance selon deux mesures agrégées des erreurs de prévision. Ces deux mesures sont l'erreur absolue moyenne en pourcentage et le coefficient d'inégalité de Theil (U de Theil). La première mesure peut être interprétée directement comme une marge d'erreur. La seconde mesure compare la capacité prédictive d'un modèle avec celle d'un modèle de marche aléatoire (ne prévoyant aucun changement). Une statistique U de Theil inférieure à 1 signifie que le modèle considéré prédit mieux que le modèle de marche aléatoire. Une statistique U de 0,40, par exemple, implique un gain en efficacité de 60 % par rapport au modèle de marche aléatoire.<sup>60</sup> La période de prévision retenue s'étend de 1980T1 à 2003T4.<sup>61</sup>

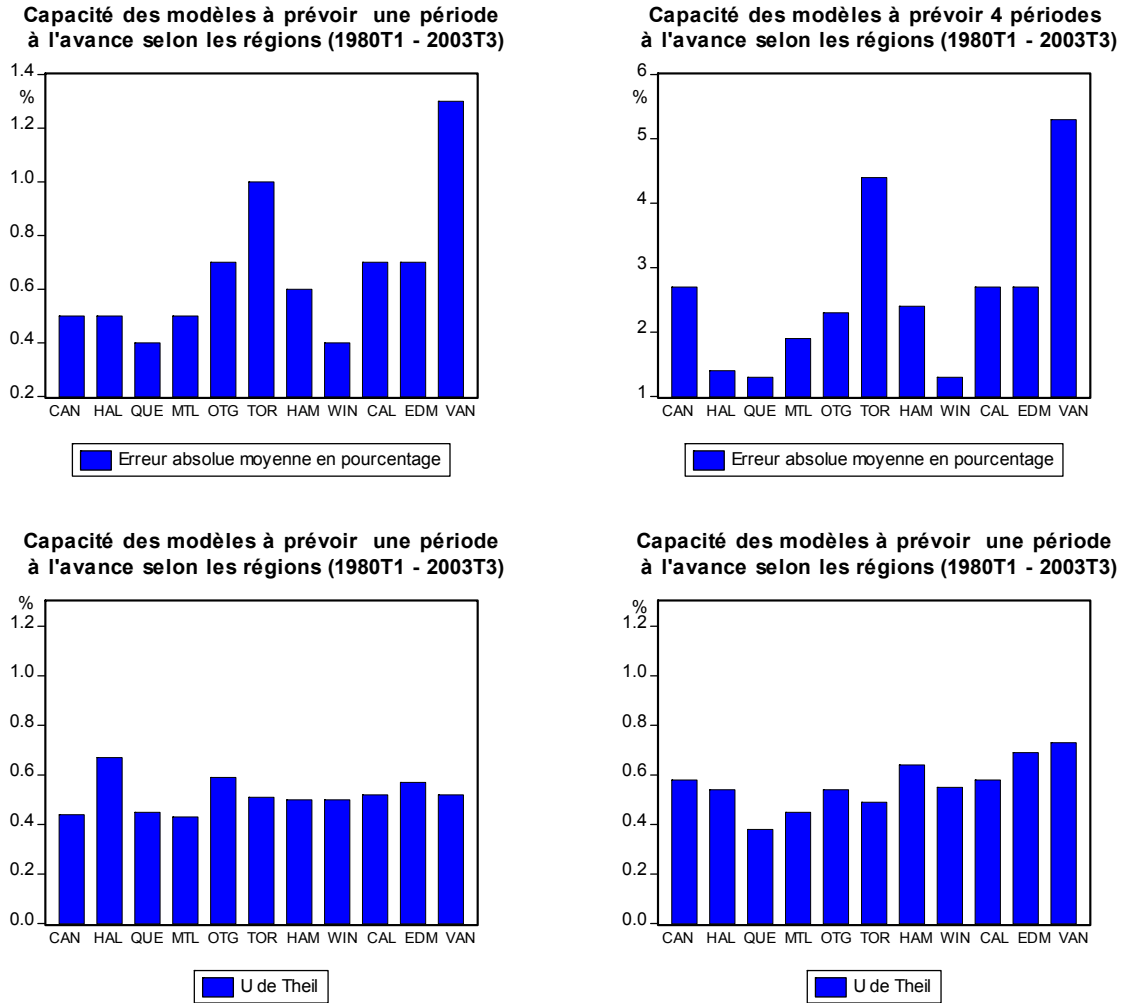
---

<sup>60</sup> Plus précisément, le U de Theil compare la racine de l'erreur quadratique moyenne d'un modèle avec celle du modèle de marche aléatoire.

<sup>61</sup> Nous avons retranché les années 70 en raison du caractère plus erratique des données sur les prix des logements. Il aurait été intéressant de mener un exercice de prévision en dehors de la période d'estimation. Cependant, la petitesse relative de notre échantillon rendrait l'exercice peu significatif.

## Figure 8

### Capacité prédictive des modèles régionaux des prix des logements



\* L'erreur absolue moyenne en pourcentage est une mesure agrégée des erreurs de prévision pouvant être interprétée comme une marge d'erreur.  
 \*\* Le U de Theil compare la racine de l'erreur quadratique moyenne d'un modèle avec celle d'un modèle de marche aléatoire (pas de changement).  
 Une statistique U de Theil inférieure à 1 signifie que le modèle considéré prédit mieux que le modèle de marche aléatoire.  
 Une statistique de 0,40 signifie que le gain en efficacité est de 60%.

Les erreurs absolues moyennes en pourcentage indiquent que les modèles régionaux prévoient très bien une période à l'avance. Les marges d'erreur sont inférieures à ½ point de pourcentage pour les modèles VAR concernant le Canada, Québec, Winnipeg, Montréal et Halifax. Elles sont un peu plus élevées concernant Ottawa-Gatineau, Calgary et Edmonton, soit environ 0,7%. Toronto et Vancouver montrent respectivement des marges d'erreur de prévision de 1,0 et 1,3%.



Comme il fallait s'y attendre, la prévision 4 trimestres à l'avance est moins précise. L'erreur de prévision demeure cependant très faible pour les RMR de Québec, Winnipeg et Halifax, soit un peu plus que 1%. Elle est très raisonnable en ce qui concerne Montréal (1,9%), Ottawa-Gatineau (2,3), Hamilton (2,4%), ainsi que Calgary, Edmonton et le Canada (tous aux alentours de 2,7%). Encore une fois, les modèles pour Toronto et Vancouver prévoient moins bien avec des marges d'erreur de 4,4 et 5,2%.

De manière générale, les régions qui ont expérimenté une plus grande stabilité des prix réels des logements sur la période 1980-2003 voient leurs modèles mieux prédire. Ainsi, les prix réels des logements se sont avérés très stables dans régions métropolitaines de Québec, Montréal, Winnipeg et Halifax. Par contre, Toronto et Vancouver sont les centres qui ont connu des fluctuations très amples des prix réels des logements. Les séries plus volatiles sont généralement plus difficiles à prédire. Une piste d'explication concernant Toronto et Vancouver pourrait être une disponibilité réduite de terrains pour le développement urbain ou une plus grande sévérité de la réglementation environnementale quant à ce développement. Si cela s'avérait exact, la capacité prédictive plus faible pour Toronto et Vancouver serait congruente avec les résultats d'Abraham et Hendershott (1996), de Malpezzi (1999), de Capozza, Hendershott, Mack et Mayer (2002) et Gleaser, Gyourko et Saks (2003) concernant des villes des côtes est et ouest des États-Unis.<sup>62</sup>

En terme du U de Theil, tous les modèles montrent une capacité prédictive très supérieure aux modèles de marche aléatoire, tant pour la prévision un trimestre à l'avance que pour celle 4 trimestres à l'avance. Le gain en efficacité est assez semblable pour tous les modèles régionaux, se situant entre 50 et 60% pour les prévisions une période à l'avance et entre 40 et 60% pour la prévision 4 trimestres à l'avance.

Somme toute, nos modèles VAR ont une capacité prédictive intéressante. Les erreurs de prévision sont généralement plus importantes au cours des 5 années. Pour cette période, les prévisions tendent à sous-estimer les prix observés des logements dans presque tous les marchés. Ces erreurs demeurent néanmoins raisonnables.

## **7.2 La réaction des prix réels des logements aux divers chocs sur les déterminants**

Comme nous l'avons déjà mentionné, les réponses dynamiques sont le mieux présentées à l'aide de graphiques (Sims, 1986) qui retracent l'effet d'un choc exogène sur l'une des variables endogènes du VAR pour différents horizons. Afin de faciliter l'interprétation et les comparaisons, nous avons choisi de présenter les réponses dynamiques à un type de choc donné pour les 10 RMR, ainsi que pour le *panel*, dans un même graphique. La fonction de réponse pour le Canada y est aussi illustrée aux fins de comparaison. Des tableaux de résultats correspondant aux graphiques sont joints en annexe (Annexe D).

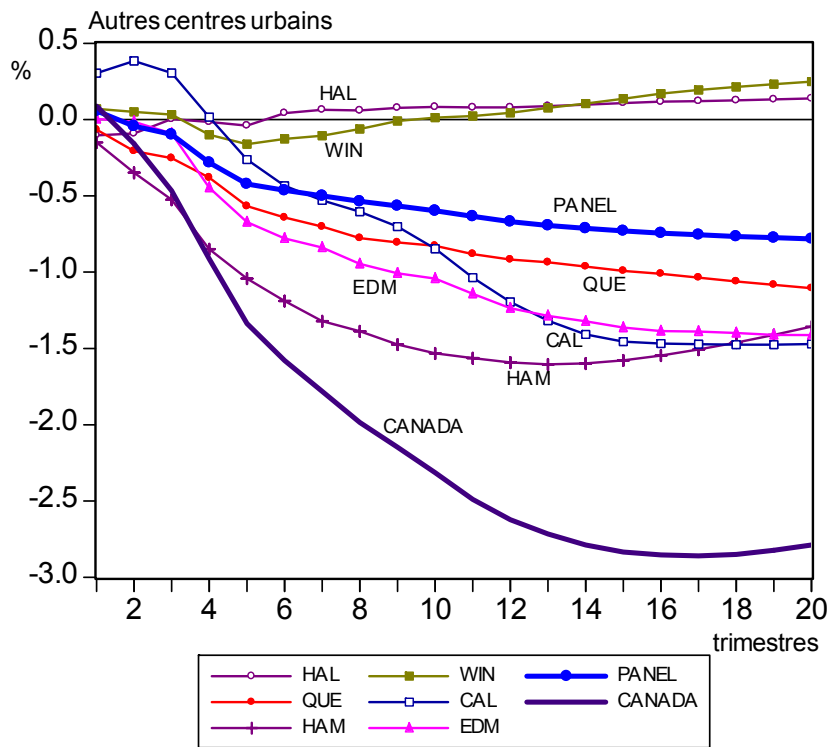
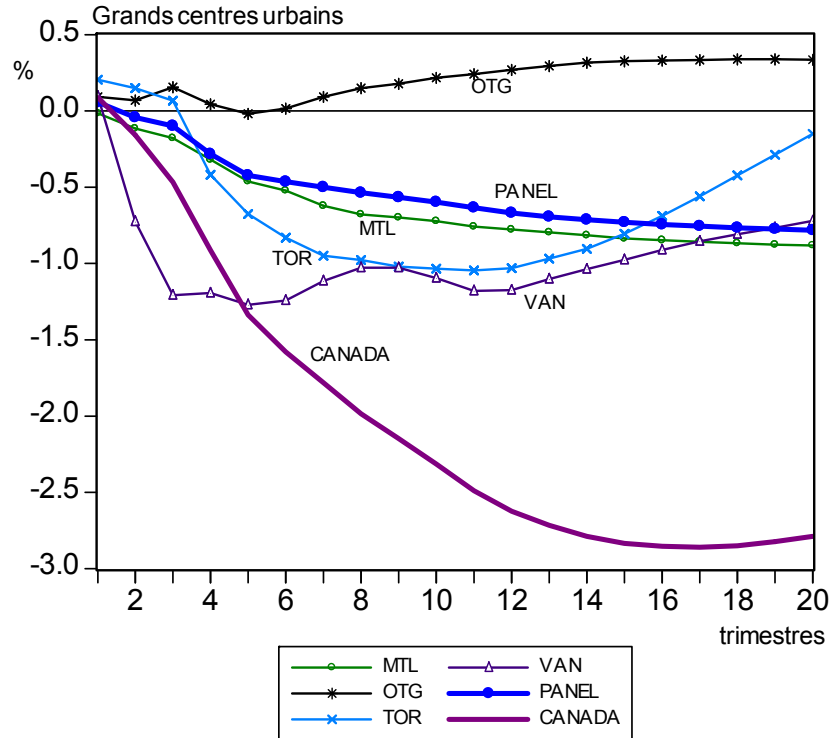
La Figure 9 illustre les réponses dynamiques cumulées du taux de croissance des prix réels des logements neufs à un choc de taux d'intérêt réel de 1 point de pourcentage. Les réponses vont dans la direction attendue pour la grande majorité des RMR : un choc positif sur les taux d'intérêt

---

<sup>62</sup> Voir notre revue de la littérature.

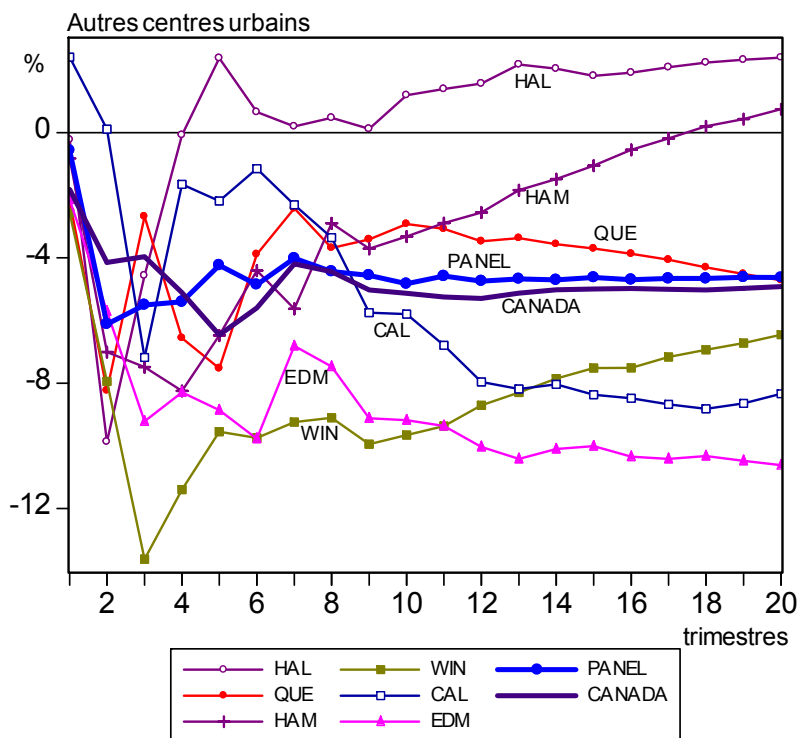
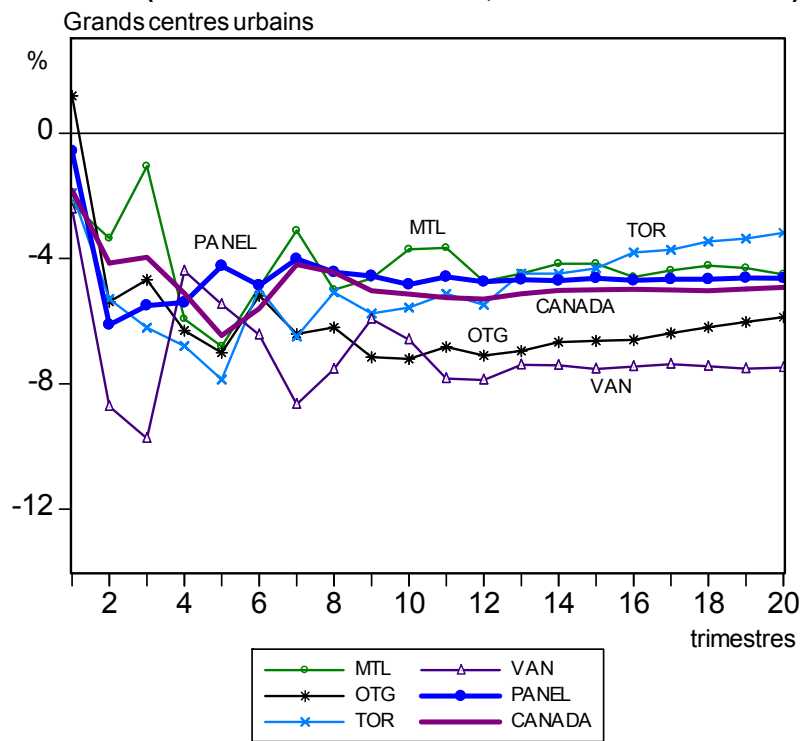
**Figure 9**

**Réponse dynamique cumulée de IPLN à un choc de 1 point de pourcentage sur R90 (Canada et RMR; modèle de référence)**



**Figure 10**

**Réponse dynamique cumulée de HS à un choc de 1 point de pourcentage sur R90 (Grands centres urbains; modèle de référence)**



réels abaisse les prix réels des logements neufs. Elles sont relativement semblables d'une RMR à une autre. Les exceptions sont les réponses dynamiques estimées pour Ottawa-Gatineau, Halifax et dans une moindre mesure Winnipeg où les effets ne vont pas dans la direction attendue, bien qu'ils soient très faibles et non significativement différents de zéro.<sup>63</sup> Règle générale, les chocs monétaires prennent du temps à faire sentir leurs effets. Avant un an, les effets sont très faibles, puis ils augmentent sensiblement. Cependant, les réponses semblent plus rapides à Vancouver et à Hamilton. Autre observation, les effets persistent longtemps. Lorsque comparées à ce que nous avons obtenu pour le Canada, les réponses monétaires sont plus faibles. Par contre, les réponses obtenues pour le *panel* sont plus faibles que pour la majorité des RMR individuelles ; la baisse des prix des logements est d'environ ½ de 1 % après 2 ans et de 1% après trois ans. Cependant, ces divers résultats sont cohérents entre eux et le profil des sentiers de réponse dynamique assez semblable. Le Tableau D.6 de l'annexe D présente de manière détaillée les réponses dynamiques de chacune des régions, du panel et du Canada correspondant à ce choc.

Le même choc monétaire a des effets dynamiques plus importants sur les mises en chantier. La réaction est cependant beaucoup plus rapide que pour les prix des logements, se faisant sentir dans les premiers trimestres. Selon nos estimations *panel*, correspondant à une réaction moyenne pour les dix RMR étudiées, un choc positif de taux d'intérêt réel équivalent à 100 points de base (hausse de 1 point de pourcentage) réduit les mises en chantier de 6,6 % après deux trimestres et de 5,2 % à long terme (5 ans). Cette réponse est illustrée dans la Figure 10 par la ligne au trait gras. Les réponses dynamiques sont assez similaires dans les estimations propres à chacune des RMR, voire un peu plus importantes pour 6 des 10 RMR. Halifax est la seule RMR pour laquelle les réponses dynamiques sont peu plausibles.

Un choc d'emploi (choc de demande non monétaire) appelle une réponse positive des prix réels des logements (voir Figure 11). Cependant, ces effets peuvent sembler relativement faibles. Ainsi, en ce qui concerne les estimations en *panel*, un choc d'emploi de 1 % conduit à une hausse de 0,4 % des prix réels des logements au cours de la deuxième année. Les effets se font sentir graduellement et atteignent un maximum après 8 trimestres. Si on regarde les sentiers de réponses propres à chacune des RMR, on obtient un profil assez semblable pour la plupart des régions. Les régions de Toronto et Vancouver affichent le plus de sensibilité à un choc d'emploi, quoique dans ce dernier cas, les effets soient moins persistants. Cette sensibilité plutôt faible peut surprendre. Certaines études qui recourent à un modèle à équation unique – ce qui n'est pas notre cas – ont trouvé que l'emploi était un déterminant direct important. Cependant, une étude internationale récente de Tsatsaronis et Zhu (2004) obtient un résultat équivalent au nôtre.<sup>64</sup>

Les réponses des mises en chantier à ce même choc d'emploi exhibent plus de variation entre régions. C'est ce qu'on peut constater dans la Figure 12.<sup>65</sup> Les estimations spécifiques aux 10 régions métropolitaines impliquent généralement une réponse positive à un choc d'emploi.<sup>66</sup>

---

<sup>63</sup> Ces derniers résultats n'impliquent pas un effet positif d'une restriction monétaire sur les prix réels des logements, mais plutôt que les données statistiques, dans le cadre des modèles VAR proposés, ne permettent pas de mesurer cet effet avec la précision requise.

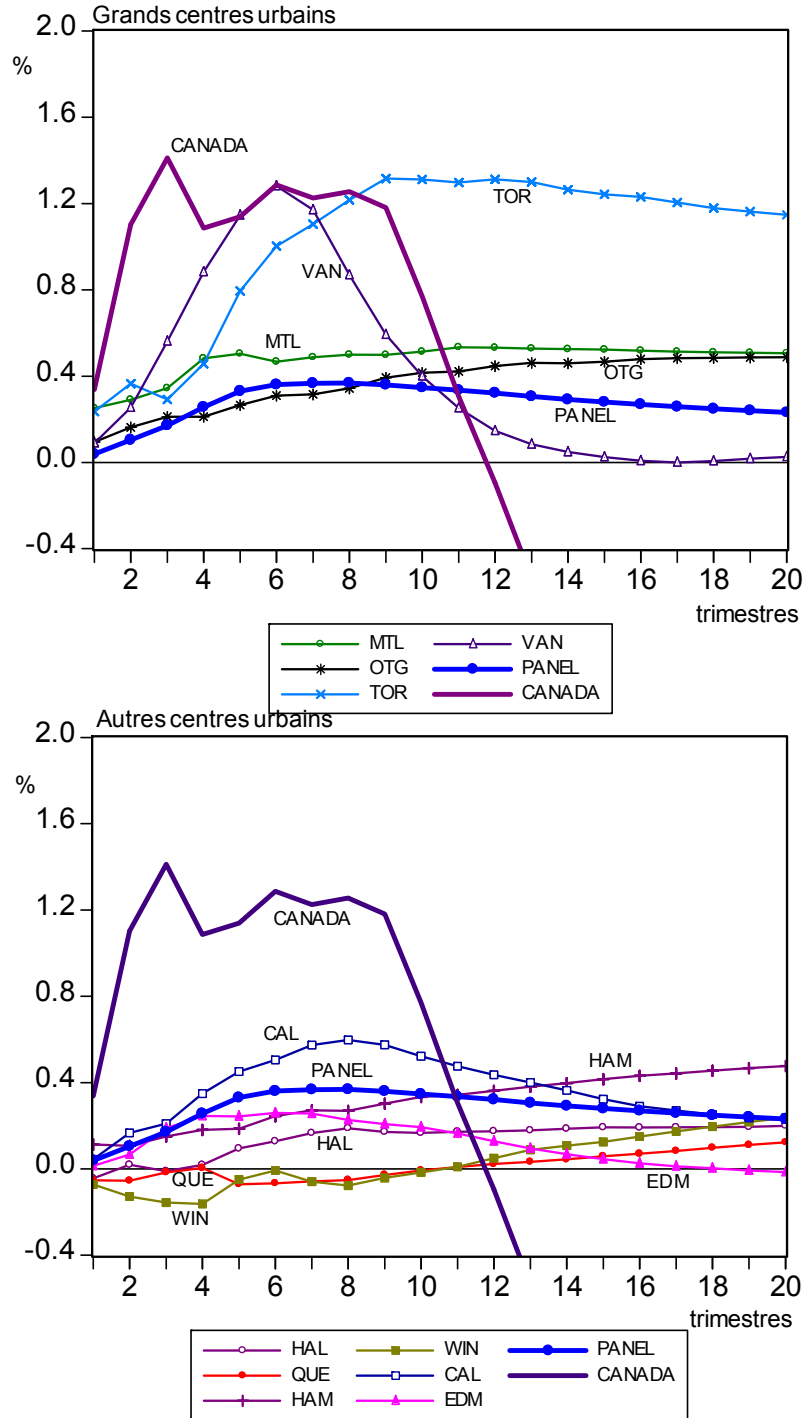
<sup>64</sup> De fait, dans leur étude, la variable utilisée n'est pas l'emploi mais le PIB à titre de mesure des revenus des ménages et d'indicateur cyclique.

<sup>65</sup> La volatilité des réponses des mises en chantier à court terme découle probablement de la très forte variabilité des séries sur les mises en chantier.

<sup>66</sup> À cet égard, les résultats pour les RMR de Winnipeg, Edmonton et Ottawa-Gatineau font exception. Il est difficile

**Figure 11**

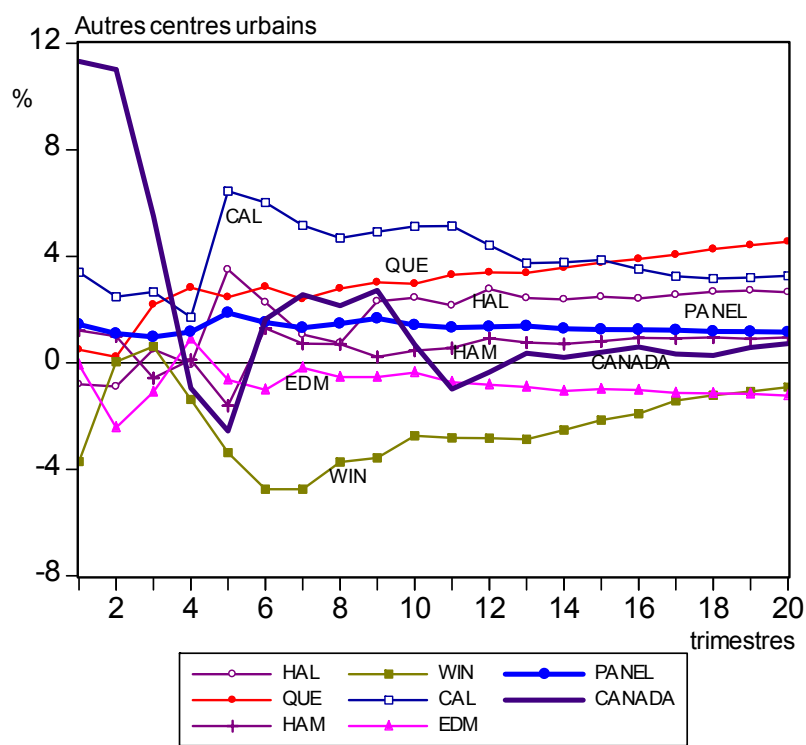
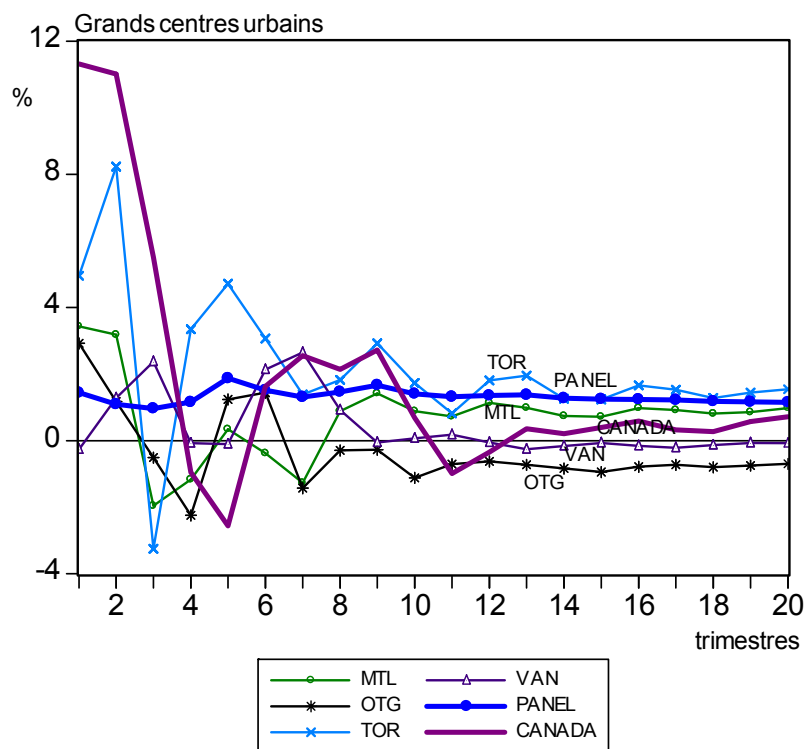
**Réponse dynamique cumulée de IPLN à un choc de 1% sur EMPLOI  
(Canada et RMR; modèle de référence)**



dans ces cas d'expliquer en quoi un choc d'emploi peut ralentir la construction domiciliaire. Il est possible que les chocs d'emploi aient été mal identifiés. À cet égard, le fait que les mises en chantier soient un indicateur avancé du cycle d'emploi peut avoir causé problème.

**Figure 12**

**Réponse dynamique cumulée de HS à un choc de 1% sur EMPLOI  
(Grands centres urbains; modèle de référence)**



Cette réponse est plus forte pour les RMR de Calgary et Québec. Pour leur part, les estimations *panel* suggèrent une réponse dynamique relativement plane où l'effet cumulatif maximal est atteint au cinquième trimestre après le choc. Un choc typique de 1,6 % sur l'emploi stimule les mises d'environ 3 % après 5 trimestres et 2 % à long terme. La construction de nouveaux logements est donc plus sensible à un choc de demande non monétaire que les prix réels des logements.

La Figure 13 illustre la forte réaction négative des prix réels des logements à un choc inflationniste. Pour l'ensemble des RMR, sur la base des estimations *panel*, une hausse non anticipée du taux d'inflation de 1 point de pourcentage entraîne une baisse des prix réels de l'ordre d'environ 0,75 % au cours de la première année suivant le choc, puis l'effet cumulé s'accroît pour atteindre 3,4 % après 5 ans.<sup>67</sup> Cet effet est substantiel, quoique moindre que ce qui avait été estimé pour le Canada. Les réponses varient sensiblement selon les régions métropolitaines. L'incidence à long terme d'un choc inflationniste semble plus importante à Calgary, Edmonton, Toronto et Vancouver. Pour ces deux dernières, on note une influence positive de l'inflation à court terme, ce qui est compatible avec la théorie.

Rappelons que, d'un point de vue théorique, l'effet de l'inflation sur les prix réels des logements (et plus généralement la demande de logements) est ambigu. Dans la mesure où les acheteurs de maisons sont contraints à l'emprunt, le taux d'intérêt nominal importe. La hausse des taux hypothécaires gonfle les versements hypothécaires et limite la demande de logements, et par là, la croissance des prix des logements. Dans notre modèle VAR, ces effets supplémentaires des taux d'intérêt nominaux (en sus des taux réels) sont pris en compte par l'« *innovation* » dans l'équation d'inflation.<sup>68</sup> Par contre, en période de forte inflation, l'immobilier peut être perçu comme un investissement mieux protégé contre l'inflation, ce qui stimule la demande et les prix réels des logements (effets positifs). En outre, la non-neutralité du système fiscal en regard de l'inflation peut favoriser la demande de logements et hausser leurs prix en période de forte inflation. S'ajoute à tout cela une dimension dynamique : si, pour diverses raisons, les prix nominaux des logements s'ajustent plus lentement à un choc inflationniste que les autres prix, on assistera à court terme à une baisse des prix réels des logements. Nos résultats indiquent clairement que les effets négatifs d'un choc inflationniste dominant largement.<sup>69</sup>

Le constat est un peu différent en ce qui concerne les effets d'un choc inflationniste sur les mises en chantier (Figure 14). La réponse dynamique est généralement positive pour les horizons courts, puis devient négative à plus long terme.<sup>70</sup> Les estimations *panel* impliquent qu'un choc inflationniste de 1 % augmente les mises en chantier de 8 % après 4 trimestres – il s'agit de l'effet positif maximal –, mais les diminue de 5 % en longue période (après 5 ans).<sup>71</sup>

---

<sup>67</sup> L'écart-type moyen des résidus structurels pour l'ensemble des RMR est de 0,57 %, ce qui donne une idée de l'ampleur des chocs inflationnistes qui perturbent le système VAR.

<sup>68</sup> Un autre argument veut qu'une forte inflation soit liée à un environnement plus incertain, ce qui peut défavoriser l'investissement immobilier considérant le caractère relativement peu liquide de l'achat d'une maison.

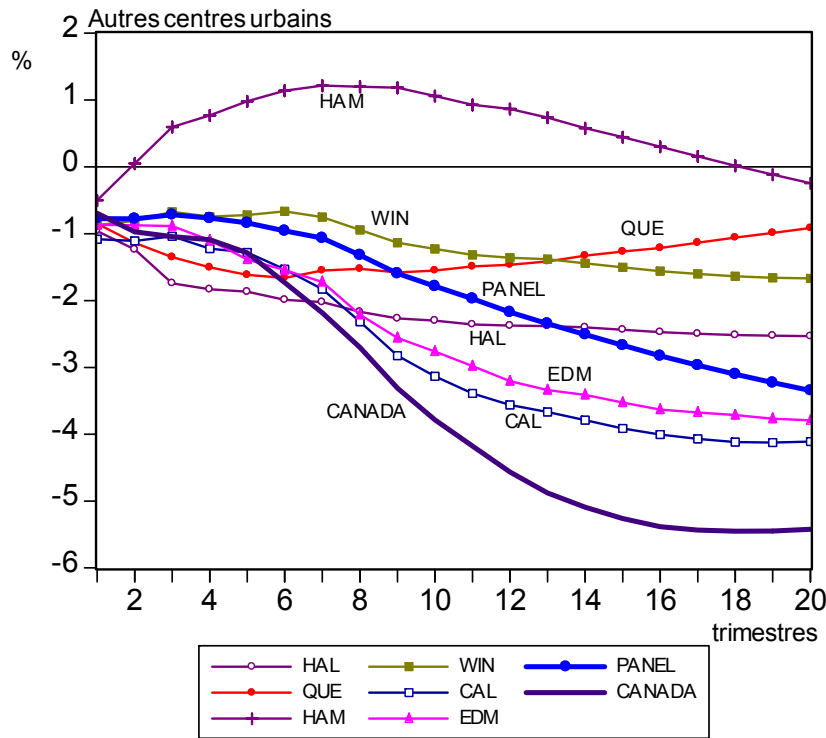
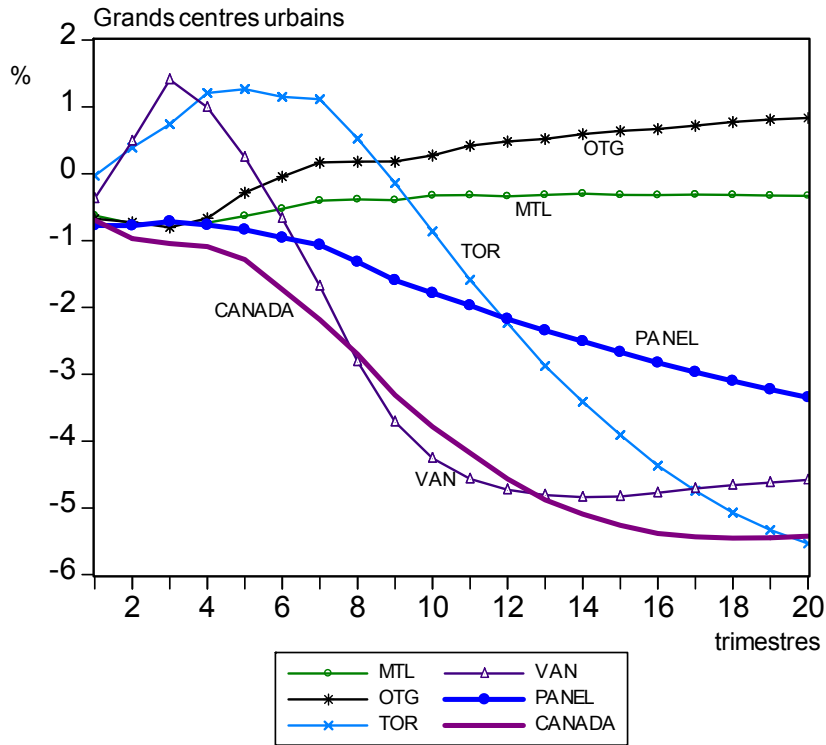
<sup>69</sup> Cependant, l'ambiguïté des effets peut expliquer les résultats obtenus pour Vancouver et Toronto qui laissent voir une réponse dynamique à un choc d'inflation qui est positif à court terme, mais négatif à plus long terme.

<sup>70</sup> Les résultats pour Montréal et Québec sont l'exception : l'incidence de l'inflation sur les prix réels des logements est positive quelque soit l'horizon.

<sup>71</sup> Avec un effet positif en longue période, les réponses dynamiques de Montréal et de Québec diffèrent de celles des autres régions.

Figure 13

Réponse dynamique cumulée de IPLN à un choc de 1% sur IPC  
(Grands centres urbains; modèle de référence)





**Figure 14**

**Réponse dynamique cumulée de HS à un choc de 1% sur IPC  
(Grands centres urbains; modèle de référence)**

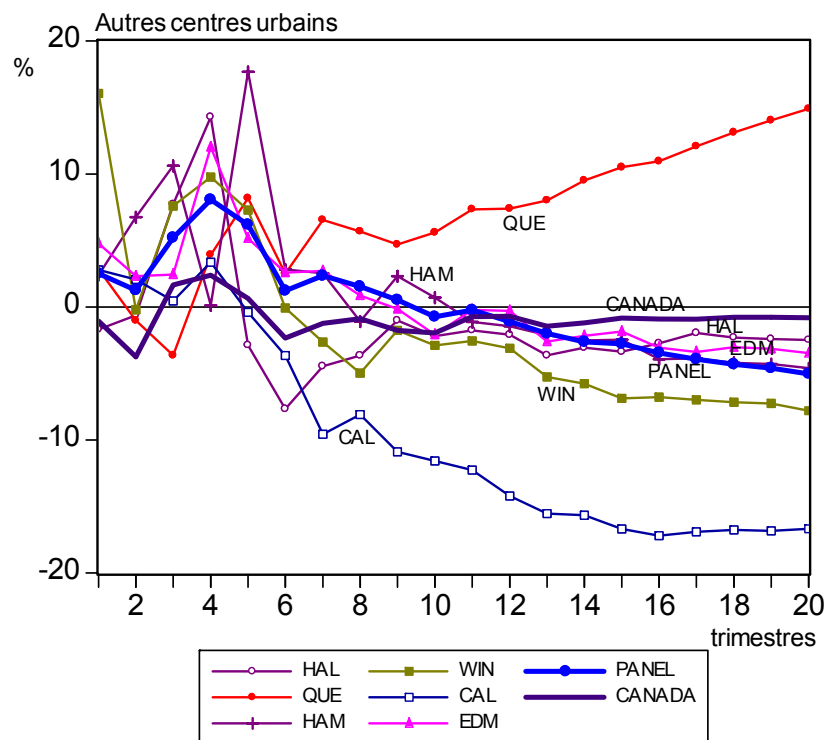
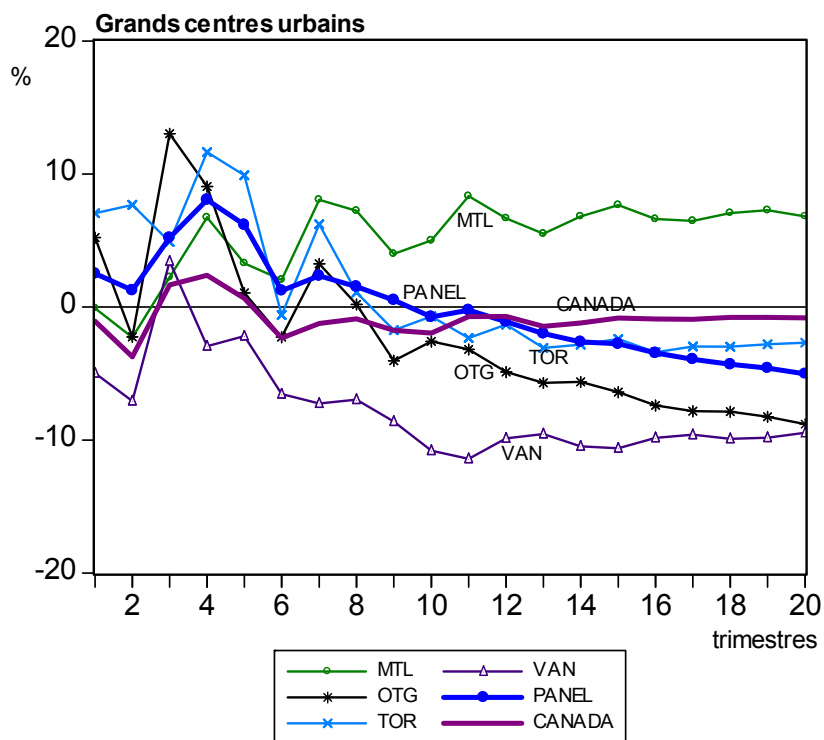
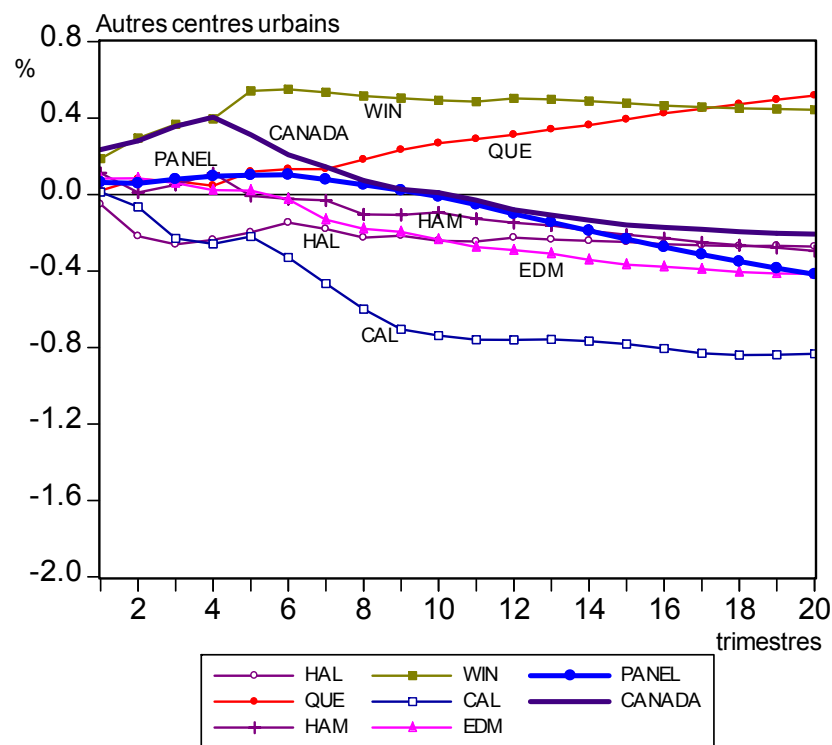
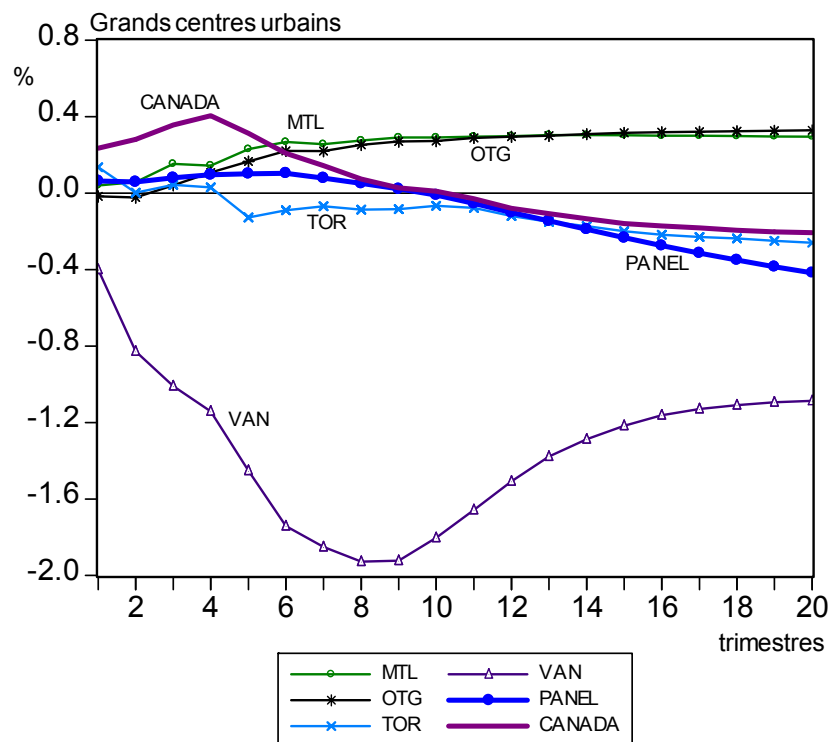


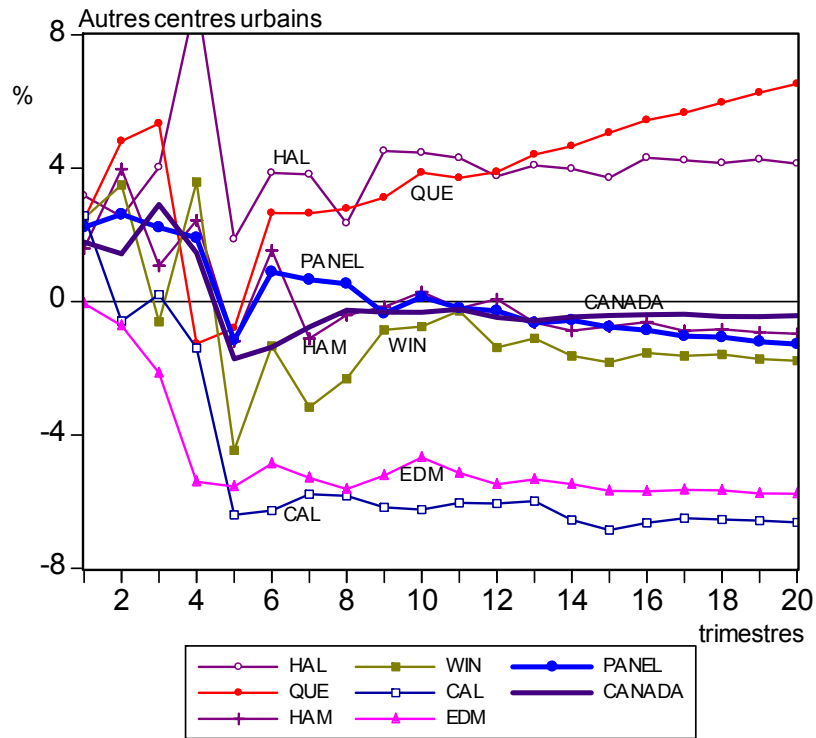
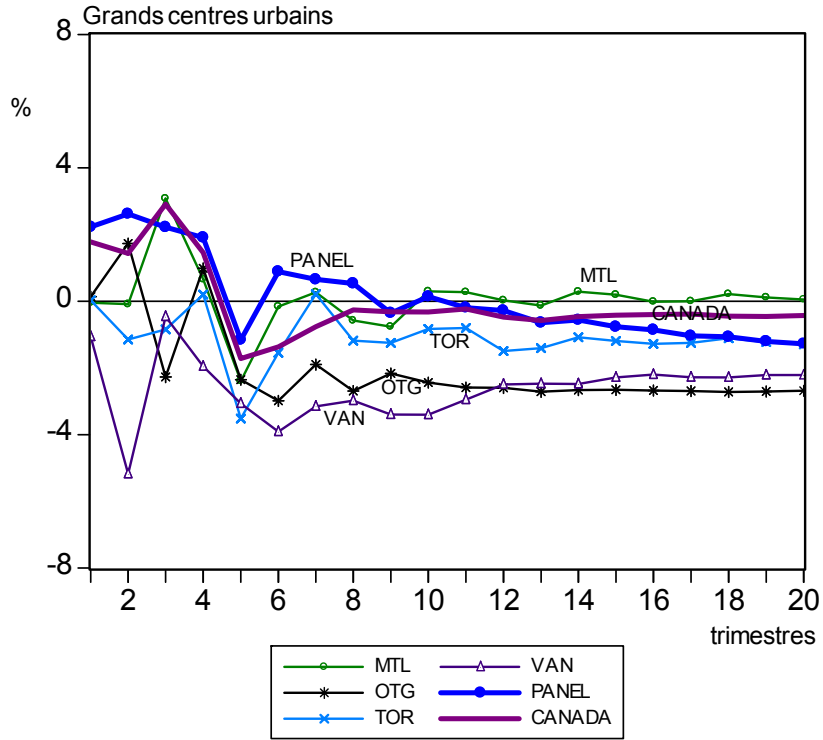
Figure 15

Réponse dynamique cumulée de IPLN à un choc de 1% sur CC  
(Grands centres urbains; modèle de référence)



**Figure 16**

**Réponse dynamique cumulée de HS à un choc de 1% sur CC  
(Grands centres urbains; modèle de référence)**



L'ensemble de nos résultats, tel qu'illustré par les Figures 15 et 16 indique que l'incidence des chocs aux coûts réels de construction sur les prix réels des logements et les mises en chantier est habituellement faible et statistiquement non différente de zéro.<sup>72</sup> Il se peut que les chocs aux coûts de construction aient peu d'impact. Mais, il est aussi vraisemblable que notre modèle VAR parvienne mal à cerner adéquatement le rôle joué par les coûts de construction. La littérature sur le sujet témoigne bien de cette difficulté. La tâche semble encore plus difficile lorsqu'on essaie de prendre simultanément en considération les facteurs de demande et d'offre. Nonobstant cette mise en garde, nos estimations *panel* montrent qu'un choc sur les coûts de construction augmente les prix des logements neufs et les mises en chantier pour les horizons inférieurs à deux ans, mais que l'incidence devient négative par après.<sup>73</sup> Les régions métropolitaines de l'ouest du pays affichent davantage de sensibilité (d'effets négatifs) que les autres RMR.

Un choc sur les mises en chantier stimule les prix réels des logements neufs, ainsi que les mises en chantier (Figures 17 et 18). L'ampleur de la réponse dynamique tient davantage à l'ampleur du choc typique considéré qu'à la sensibilité intrinsèque des prix des logements. En ce qui concerne les effets sur les prix du logement, les réponses dynamiques sont très semblables selon les régions. Les estimations *panel* impliquent qu'un choc typique (d'un écart-type) hausse les prix réels des logements de 2,9 % après 5 trimestres et persiste.<sup>74</sup>

La réaction des mises en chantier à ce même choc est de même nature. Les mises en chantier réagissent positivement à un choc propre. Après le premier trimestre, les effets sont stables et très semblables d'une région à l'autre. Selon les estimations *panel*, un choc de 1 % implique une augmentation des mises en chantier d'environ de 1 % après un trimestre. Les effets perdurent très longtemps, ce qui rend plausibles des comportements de surconstruction ou de sous-construction qui pourraient expliquer des déséquilibres persistants dans le marché immobilier.

Examinons maintenant la réponse dynamique des prix réels des logements neufs à un choc sur cette même variable (IPLN). Concernant ce choc, pensons par exemple, à l'incidence d'une réglementation concernant le développement urbain ou les normes de construction. La Figure 19 indique qu'un tel choc stimule clairement et fortement les prix des logements. Selon les estimations *panel*, une « *innovation* » correspondant à une hausse de 1 point de pourcentage des prix des logements implique une réaction cumulative des prix réels des logements neufs de 2,4 % après 1 an et 2,3 % après 5 ans. L'effet est non seulement substantiel, mais aussi très persistant. Ce résultat s'avère très robuste ; nous avons donc là une caractéristique fondamentale du marché immobilier résidentiel. Les estimations spécifiques à chaque RMR indiquent que les réponses dynamiques varient d'une RMR à l'autre. Ainsi, Toronto montre une réponse au choc beaucoup plus forte et, malgré cela, très persistante. Vancouver affiche une réaction dynamique aussi forte

---

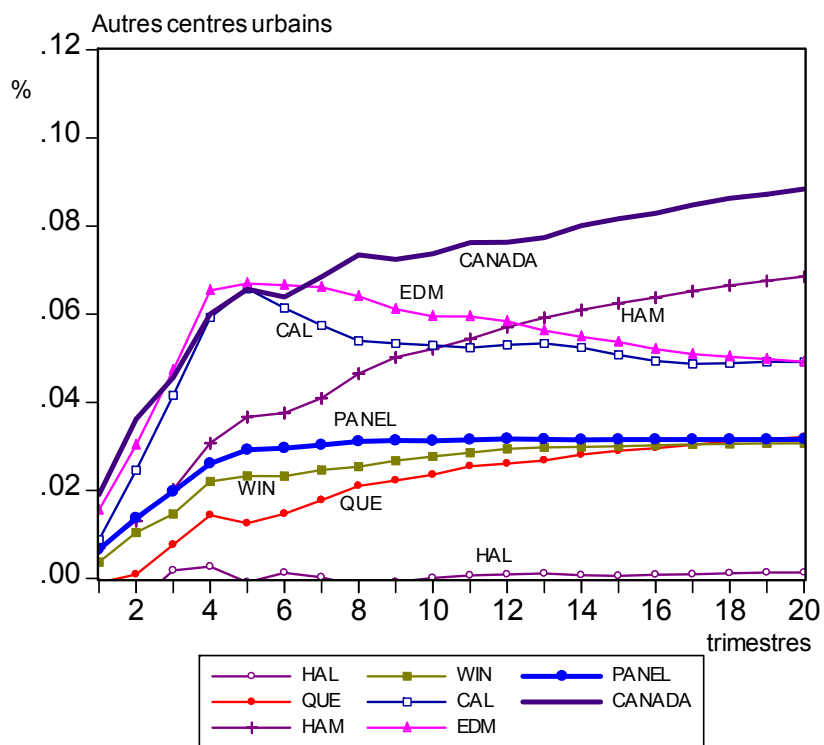
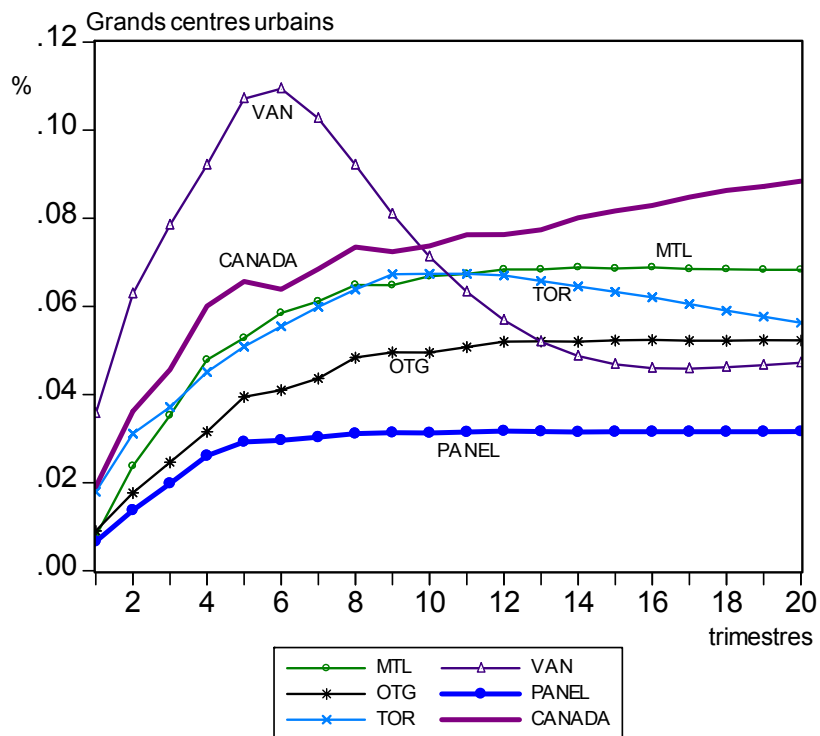
<sup>72</sup> Cela n'implique pas que les hausses des coûts de construction n'ont pas d'effet direct sur les prix des logements ou les mises en chantier, mais que les hausses de coûts de construction qui ne sont pas engendrées par des variations des autres variables prises en considération ont relativement peu d'effets. Cependant, d'une manière générale, les coûts réels de construction semblent peu réagir aux différentes variables présentes dans le modèle; c'est ce qu'indiquent les tests de causalité de Granger que nous avons réalisés. Cela suggère que les déséquilibres existant dans le marché immobilier ont peu de chance de se résorber par un ajustement des coûts de construction.

<sup>73</sup> Une explication de ce pattern serait qu'à court terme les constructeurs réussissent à refilet les augmentations de coûts aux acheteurs, du moins en partie, mais qu'à plus long terme, cela finit par réduire la demande de logements et en conséquence les prix des logements.

<sup>74</sup> Halifax est l'exception avec une sensibilité à peu près nulle.

**Figure 17**

**Réponse dynamique cumulée de IPLN à un choc de 1% sur HS  
(Canada et RMR; modèle de référence)**



**Figure 18**

**Réponse dynamique cumulée de HS à un choc de 1% sur HS  
(Grands centres urbains; modèle de référence)**

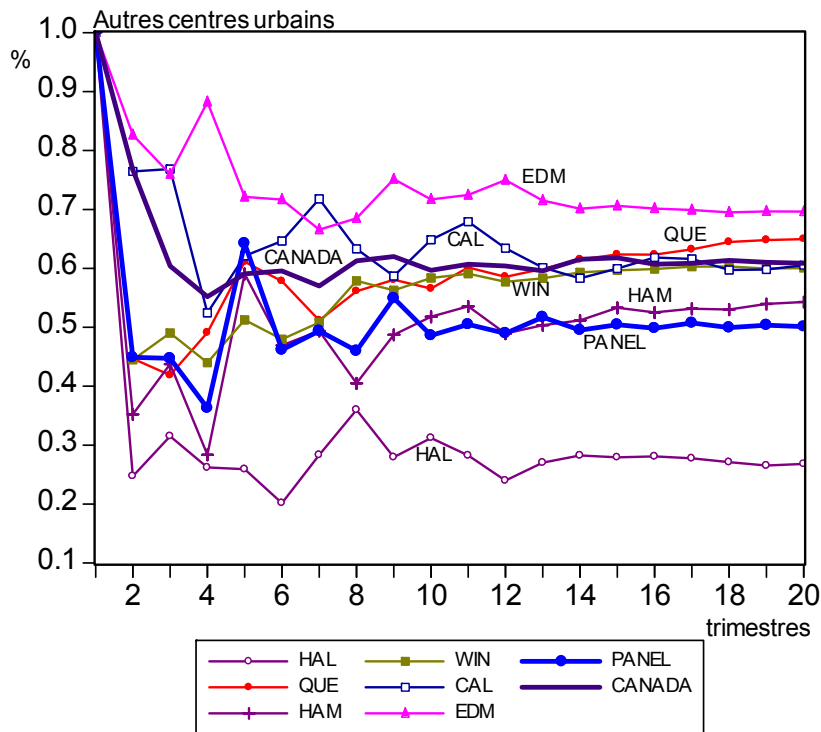
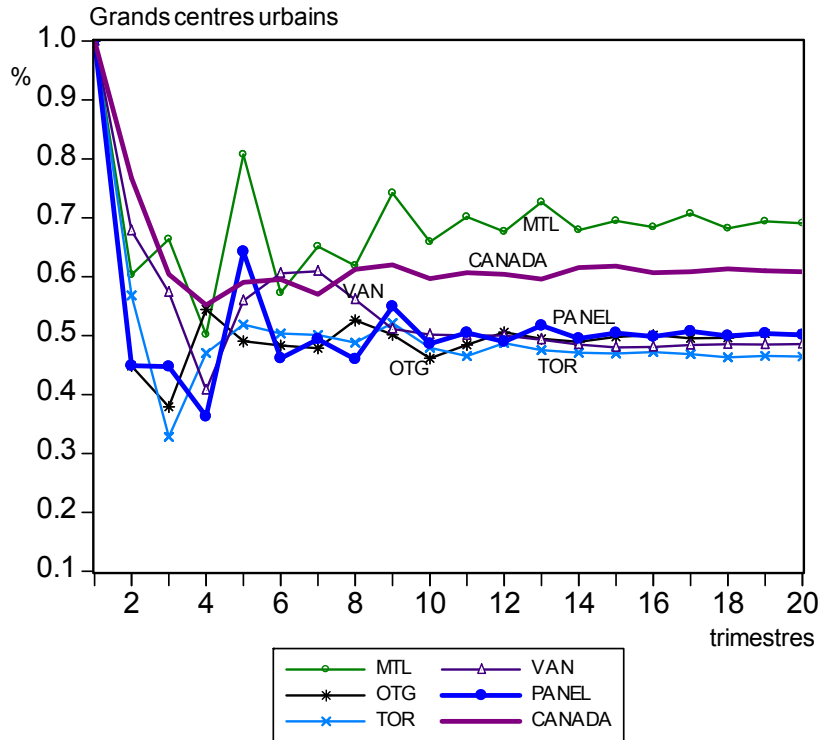
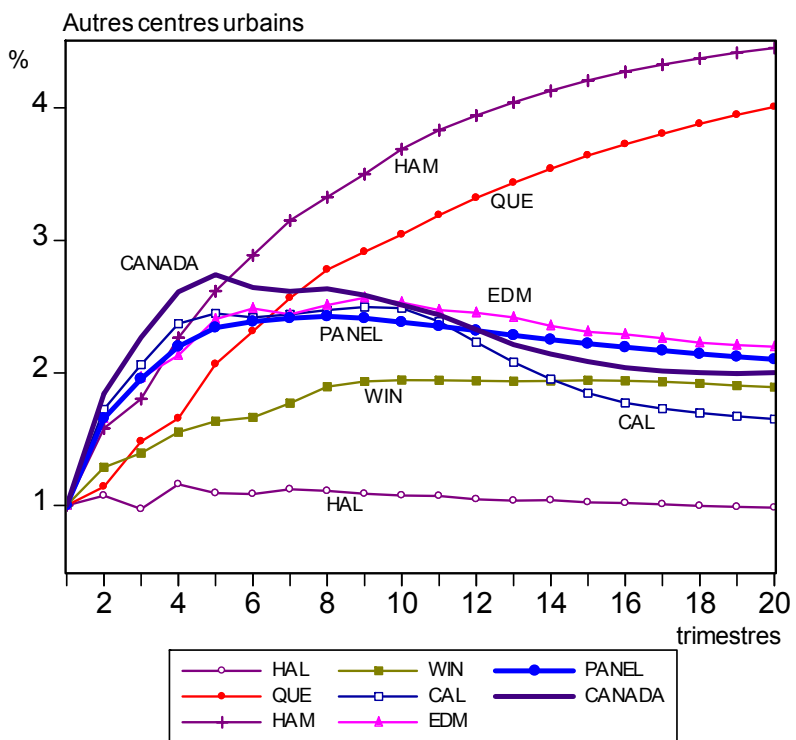
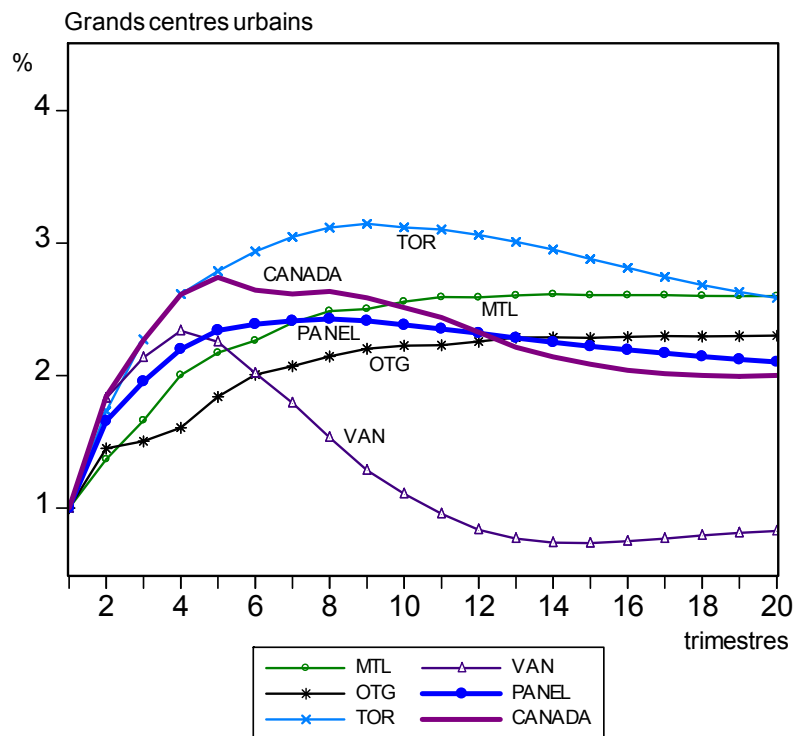


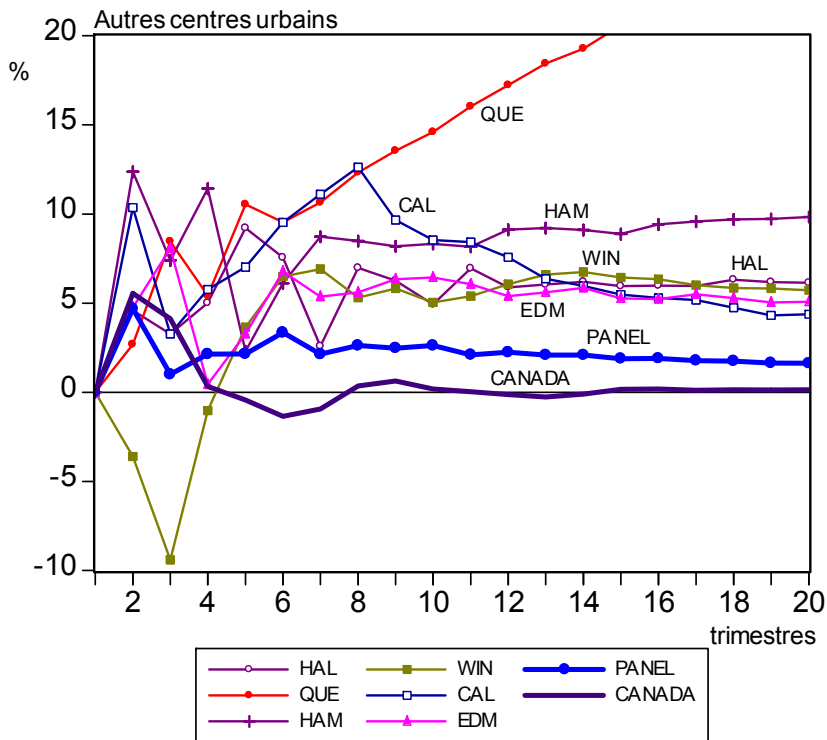
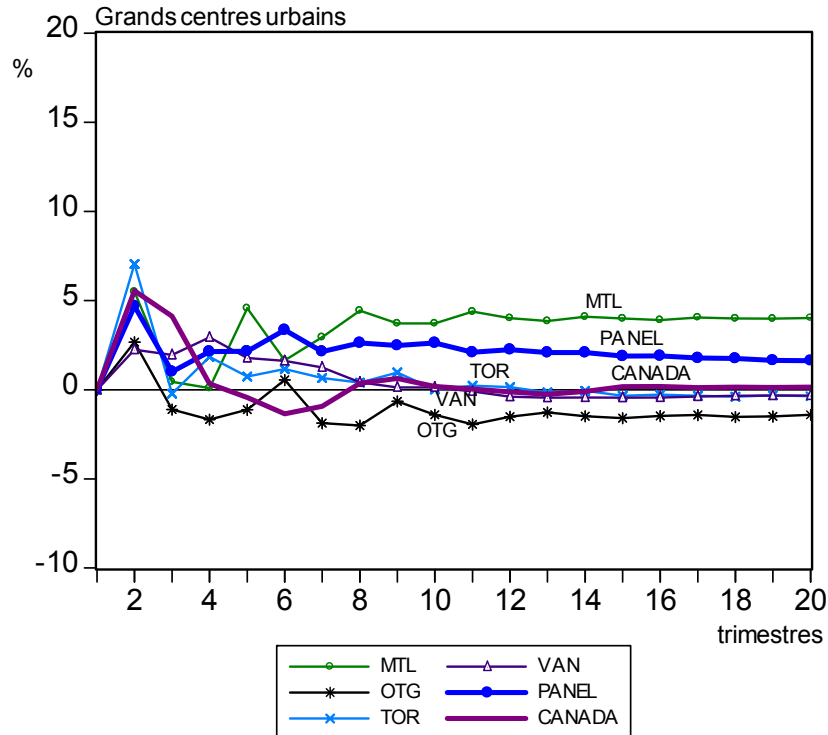
Figure 19

Réponse dynamique cumulée de IPLN à un choc de 1% sur IPLN  
(Canada et RMR; modèle de référence)



**Figure 20**

**Réponse dynamique cumulée de HS à un choc de 1% sur IPLN  
(Grands centres urbains; modèle de référence)**





à court terme, mais beaucoup moins persistante. Montréal, Winnipeg et Halifax ont les effets dynamiques les plus faibles parmi les RMR, mais ces effets sont néanmoins substantiels et persistants. Ces réponses dynamiques sont compatibles avec l'idée que les augmentations des prix des logements amènent les acheteurs de maisons à anticiper de futures hausses de prix des logements, ce qui réduit le coût réel de l'investissement immobilier et stimule la demande et les prix des logements. Comme nous le mentionnions plus tôt, cette réaction dynamique forte et persistante implique que les déséquilibres existants sur le marché domiciliaire prendront beaucoup de temps à se résorber. Elle est compatible avec l'existence de bulles immobilières.

La Figure 20 illustre les réactions dynamiques des mises en chantier comme suite à un choc sur les prix réels des logements. La construction de logements répond positivement et de manière généralement persistante à ce choc. Selon les estimations *panel*, un choc de 1 % sur les prix des logements engendre une augmentation de 2,3 % des mises en chantier après 1 an et 2,1 % après 5 ans. Les réponses dynamiques propres aux régions de Toronto, Vancouver et Ottawa-Gatineau affichent moins de persistance. Ce résultat est compatible avec l'idée que les constructeurs d'habitations sont encouragés à construire davantage par des marges bénéficiaires plus élevées. Cependant, dans la mesure où les nouvelles constructions ne comptent que pour une partie minime du stock de logements, les déséquilibres du marché domiciliaire prendraient tout de même du temps à se résorber (Meen, 2001).<sup>75</sup>

### 7.3 Quels sont les principaux déterminants des variations historiques des prix des logements?

Après avoir analysé comment les six variables du modèle VAR *panel* réagissaient aux différents chocs, examinons maintenant quelle est la contribution de ces chocs aux variations historiques des prix réels des logements neufs et, en complément, des mises en chantier. Les Figures 21 et 22 résument ces contributions. Elles comparent les contributions de chacun des chocs pour un horizon de 5 ans.<sup>76</sup>

Ce qu'on remarque immédiatement dans la Figure 21 est la très forte contribution aux variations des prix des logements de ses propres chocs (chocs sur IPLN). Cela reflète sans doute la difficulté qu'a le modèle à prédire le taux de variation trimestriel des prix réels des logements.<sup>77</sup> Cela est évidemment exacerbé dans un modèle *panel* (commun) où le modèle contraint la structure dynamique à être la même pour toutes les régions. Cette contribution peut se référer aux effets de richesse immobilière (réalisés et anticipés) et aux effets des chocs autonomes au prix des terrains. Mais elle a surtout un caractère résiduel : ce sont les « *innovations* » dont la source ne peut être rattachée aux autres déterminants.

---

<sup>75</sup> Ces réponses dynamiques reflètent aussi le fait que les augmentations des prix des logements créent un effet de richesse qui stimule la demande de logements et, par là, les prix des logements.

<sup>76</sup> La présentation des contributions pour d'autres horizons apporte peu d'information supplémentaire.

<sup>77</sup> Même si le modèle éprouve certaines difficultés à expliquer le taux de variation trimestriel des prix des logements neufs, des exercices de simulation montrent que le modèle réussit à fort bien prédire le niveau des prix des logements.

**Figure 21**

**CONTRIBUTION DES CHOCS AUX VARIATIONS HISTORIQUES DES PRIX RÉELS  
DES LOGEMENTS SELON LES RÉGIONS (RMR, Panel, Canada)**

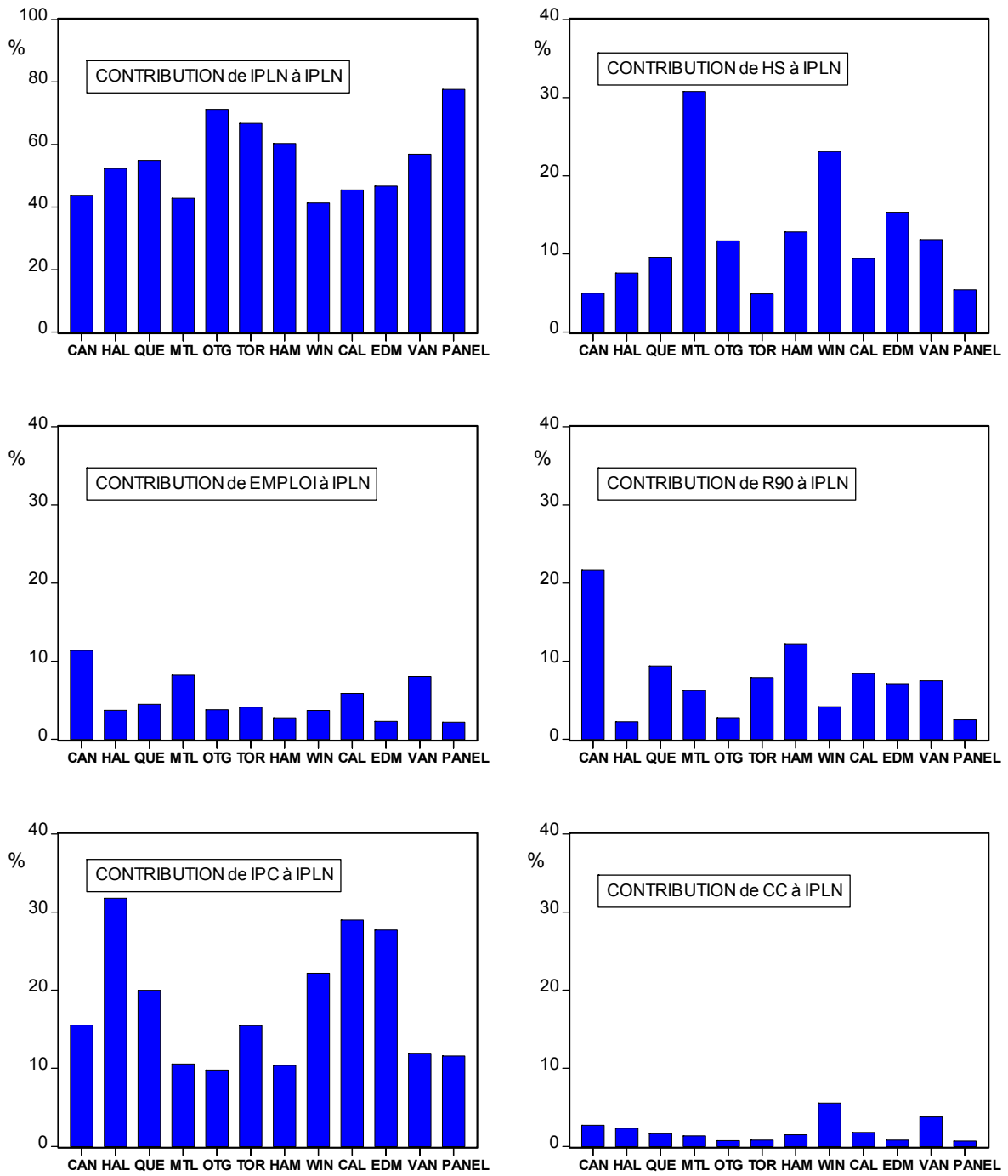
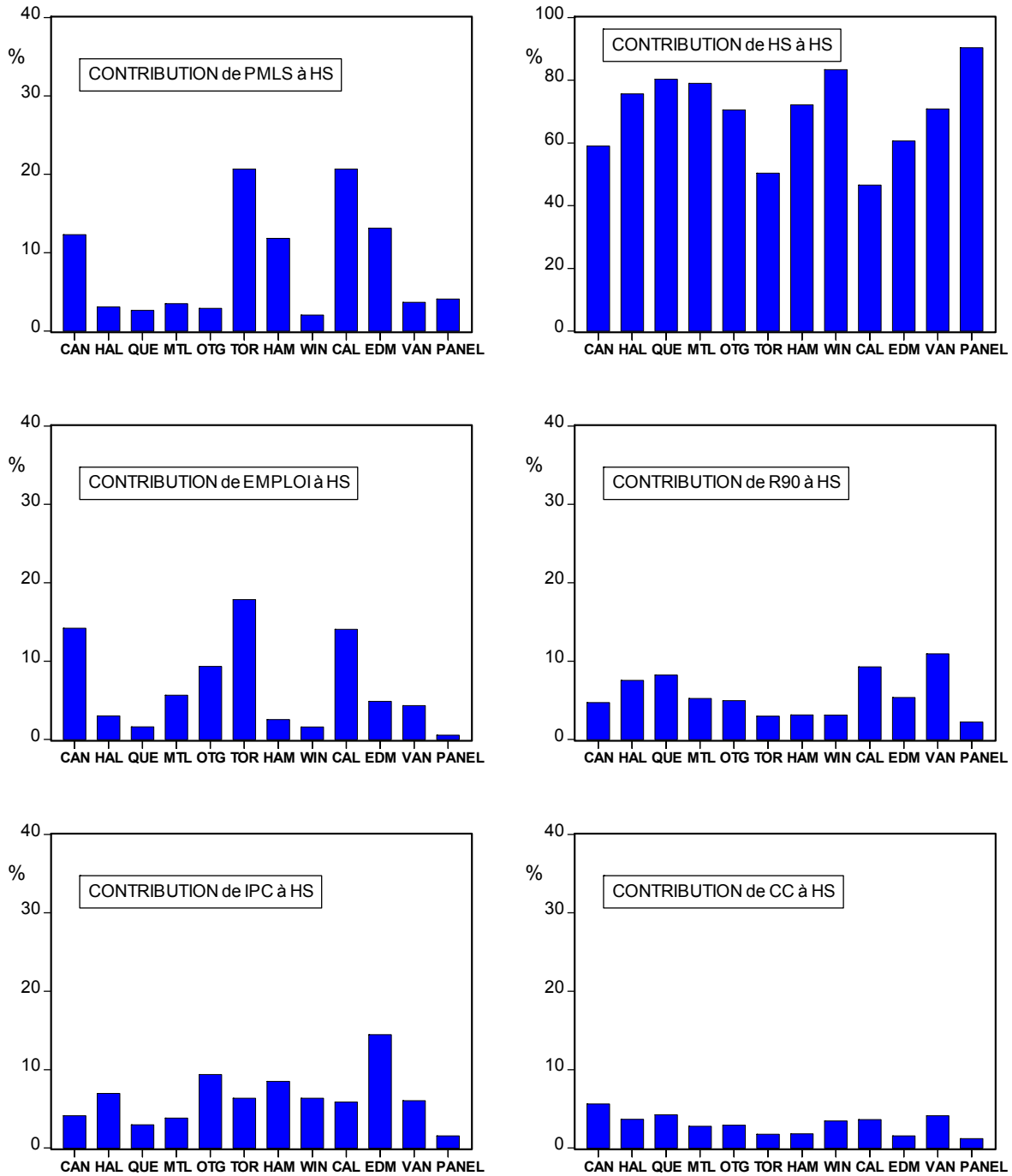


Figure 22

CONTRIBUTION DES CHOCS AUX VARIATIONS HISTORIQUES DES MISES EN CHANTIER SELON LES RÉGIONS (RMR, Panel, Canada)



Parmi les autres chocs, ce sont clairement les chocs inflationnistes qui dominent avec des contributions après 5 ans variant de 10 à 32 % selon les régions. La contribution estimée est la plus élevée à Halifax (32 %), Winnipeg (22 %), Calgary (29 %) et Edmonton (28 %). Les estimations pour les autres régions sont assez similaires. L'estimation *panel* situe la contribution à 12 %, tandis que pour le Canada, on obtenait une contribution de 16 %. Pour 6 des 10 régions métropolitaines considérées, l'inflation constitue le déterminant le plus important – hormis les chocs propres. Les raisons qui expliquent cette contribution ont été discutées précédemment dans ce rapport. Le fait que l'inflation soit le déterminant majeur peut surprendre. Le même résultat a été obtenu dans une étude récente de Tsatsaronis et Zhu (2004) portant sur un panel de 17 pays.

Le deuxième déterminant en importance sont les chocs sur les mises en chantier (un facteur d'offre). Malgré une faible sensibilité des prix des logements neufs aux variations exogènes des mises en chantier, l'ampleur considérable de ces chocs explique une part non négligeable des variations historiques des prix réels des logements.<sup>78</sup> Sur la base des estimations *panel* et des estimations pour le Canada, ces chocs des mises en chantier comptent pour environ 5-6 % des variations historiques des prix des logements. Pour la plupart des RMR, la contribution se situe autour de 10 %. Elle est cependant de 30 % pour Montréal et de 23 % pour Winnipeg.

Pour le modèle VAR Canada, les chocs monétaires constituaient, de loin, le principal déterminant des variations des prix réels des logements avec une contribution de 22 %. Les estimations spécifiques aux diverses régions métropolitaines ne conduisent pas à la même conclusion, les contributions estimées étant généralement de l'ordre de 6 à 12 %.<sup>79</sup> Il se peut que les chocs monétaires n'aient pas été adéquatement mesurés. Les chocs monétaires demeurent cependant un déterminant important.<sup>80</sup>

La contribution des chocs de demande non monétaire (chocs d'emploi) est plus faible que celle des chocs monétaires. Pour toutes les régions considérées, sauf une, l'emploi arrive en 3e ou 4e place comme déterminant en ordre d'importance. Pour le Canada, cette contribution se situait à 11 % pour un horizon de 5 ans. Pour les régions métropolitaines, les contributions estimées oscillent entre 2 et un peu plus de 8 %. Elles sont les plus fortes pour Montréal et Vancouver. Ces contributions peuvent sembler faibles par rapport à nos *a priori*. Dans leur étude internationale sur les prix des logements, Tsatsaronis et Zhu (2004) en arrivent à un résultat équivalent en utilisant dans leur modèle VAR le revenu disponible des ménages plutôt que l'emploi. Il n'est pas assuré qu'avec les données disponibles, il ait été possible d'identifier l'ensemble des chocs d'emploi.

Enfin, selon nos estimations, les coûts de construction sont un déterminant mineur des prix des logements. Peu importe les régions, les contributions sont faibles, le plus souvent inférieures à 2 %. Les contributions estimées pour Winnipeg (5,5 %) et Vancouver (3,8 %) sont un peu plus élevées. Pour le Canada, cette contribution était évaluée à 2,7 %.

---

<sup>78</sup> Les mises en chantier constituent une variable extrêmement bruyante. En conséquence, elle est très difficile à prédire, particulièrement lorsqu'elle est exprimée en taux de variation trimestriels. Ce fait vient vraisemblablement amplifier les chocs estimés.

<sup>79</sup> L'estimation *panel* implique une contribution trop faible pour être vraiment plausible, et ce pour les raisons déjà mentionnées. La variance de l'erreur de prévision est trop importante.

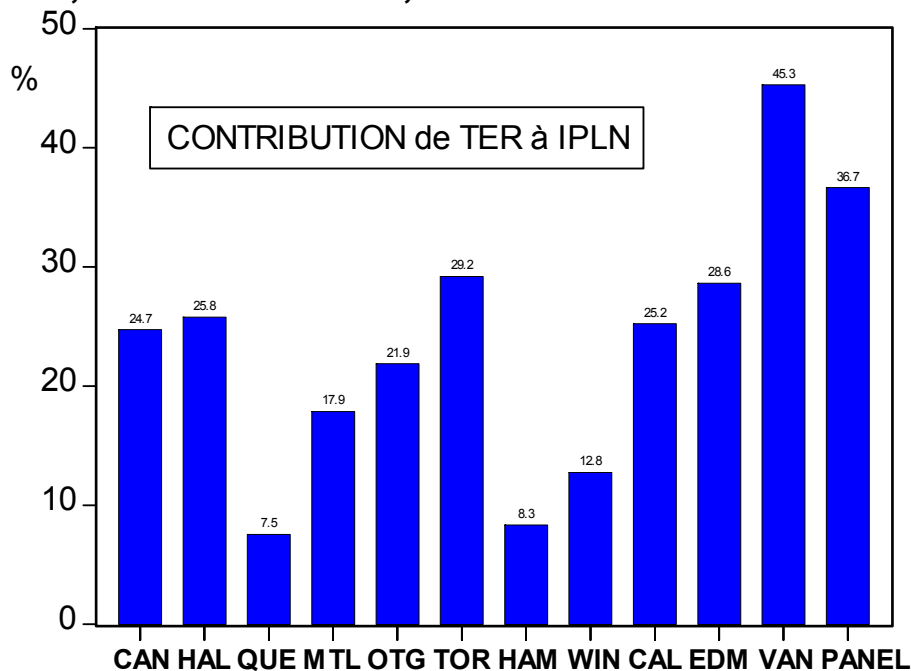
<sup>80</sup> Par comparaison, les contributions des chocs de taux d'intérêt réels sont un peu plus importantes sur les mises en chantier (Figure 19).

## 7.4 Les chocs au coût des terrains et la dynamique des prix des logements

Dans le modèle de référence, la variable des coûts de construction ne tient pas compte du coût des terrains. Le seul indicateur disponible pour ce dernier est un sous-indice de l'indice des prix des logements neufs. Tel que déjà mentionné, cet indicateur n'est pas idéal, puisqu'il mesure le prix des sorties plutôt que le prix des entrées. Cependant, l'évolution du prix des terrains a été très différente de l'évolution de l'indice total des prix des logements neufs.<sup>81</sup> Il y a donc un intérêt évident à prendre explicitement en considération le prix des terrains dans notre analyse des déterminants des prix des logements. Dans quelle mesure les chocs exogènes du prix des terrains affectent-ils la dynamique des prix des logements ?

Figure 23

### Contribution des chocs des coûts des terrains aux variations historiques des prix réels des logements (RMR, Panel et Canada; modèle avec coût des terrains)

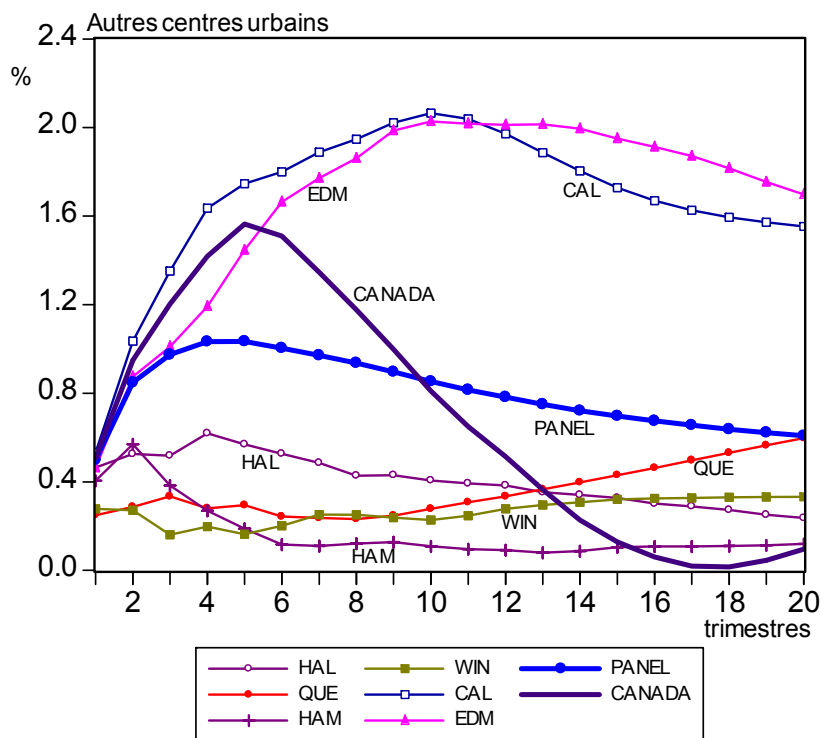
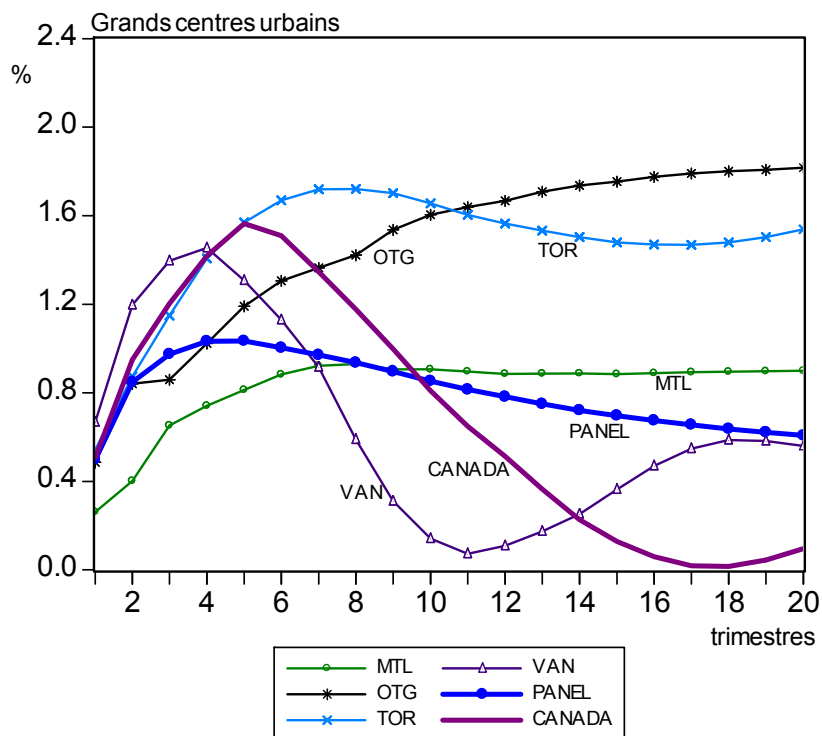


Un modèle VAR qui inclut comme variable endogène le prix des terrains a pour conséquence d'accroître quelque peu la capacité du modèle VAR à expliquer et prévoir le taux de variation du prix des logements neufs (on observe généralement une hausse de 1 à 2 points de pourcentage du

<sup>81</sup> De plus, l'échantillon des données *panel* indiquent que les prix des terrains sont 33 % plus volatiles que le prix total des logements, lorsque ces statistiques sont exprimées en taux de variation trimestriels (écart-type de 2,4 % contre 1,8 %).

**Figure 24**

**Réponse dynamique cumulée de IPLN à un choc de 1% sur TER  
(RMR, Panel et Canada; modèle avec TER)**



R<sup>2</sup>). Par contre, l'analyse de décomposition de variance sur ce modèle augmenté révèle que les chocs aux prix (réels) des terrains contribuent en moyenne pour environ 25 % des fluctuations du prix des logements (Figure 23). Les régions où cette contribution est la plus élevée sont Vancouver (45 %), Toronto (29 %) et Edmonton (29 %). Ces régions ont connu des flambées importantes du prix des terrains au tournant des années 80, ainsi qu'au tournant des années 90. Québec (8 %), Hamilton (8 %) et Winnipeg (12 %) sont les régions métropolitaines où les prix des logements semblent avoir été le moins affectés par les chocs au prix des terrains. Par rapport au modèle de référence, la contribution des chocs propres au prix des logements se trouve réduite considérablement. Les contributions des autres chocs demeurent essentiellement les mêmes.

En ce qui concerne les réponses dynamiques des prix réels des logements à un choc sur le prix réel des terrains, nous constatons à la Figure 24 que les réponses varient considérablement d'une région à l'autre. Elles sont substantielles à Vancouver, Toronto, Edmonton et Calgary.<sup>82</sup> Elles sont relativement faibles à Québec, Hamilton, Winnipeg et Halifax. La réponse cumulée obtenue à partir des estimations en panel résume assez bien le profil dynamique des effets. Un choc sur le prix des terrains accroît les prix des logements pendant 5 trimestres, le moment où l'impact cumulé maximum est atteint. Par la suite, les effets se résorbent quelque peu. Ces chocs s'avèrent beaucoup moins persistants que les chocs propres sur les prix des logements, bien que cela puisse différer d'une région métropolitaine à l'autre. Cette description de la réponse dynamique des chocs aux prix des terrains est très semblable à ce que nous observions au niveau national.

Notre mesure du coût des terrains n'est pas idéale. Il faut donc interpréter ces résultats avec une certaine prudence. Néanmoins, il semble bien que les chocs exogènes aux prix des terrains contribuent de manière substantielle aux fluctuations des prix des terrains dans une majorité de régions métropolitaines.

## 7.5 Les cours boursiers comme déterminant des variations des prix des logements

Les très amples fluctuations qu'ont connues les marchés boursiers au cours des 10 dernières années ont attiré l'attention des analystes sur la question des effets de ces mouvements sur la demande et les prix des logements. Dans quelle mesure l'effet de richesse créé par la forte montée des indices boursiers dans la seconde moitié des années 90 a-t-il contribué aux variations des prix réels des logements ? Quels ont été les effets sur ces mêmes prix et sur l'activité immobilière de la forte correction boursière du début des années 2000 ?

Pour répondre à ces questions, nous avons intégré dans le modèle VAR de référence une septième variable représentant le principal indice boursier canadien, le TSX (antérieurement appelé leTSE300) de la Bourse de Toronto, exprimé évidemment en termes réels. Ce modèle a été estimé pour chacune des régions métropolitaines et en panel (ensemble des RMR).

La Figure 25 présente la réponse dynamique des prix réels des logements neufs à un choc sur le TSX.<sup>83</sup> On y constate une réponse dynamique positive dans la grande majorité des cas. Pour les estimations *panel*, la réponse cumulée maximale est atteinte après 6 trimestres et correspond à

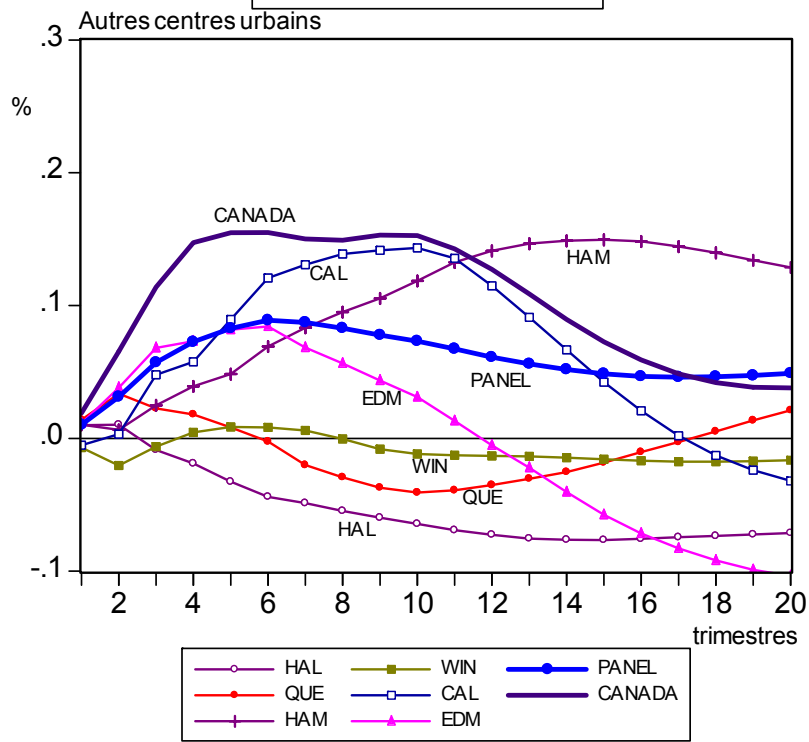
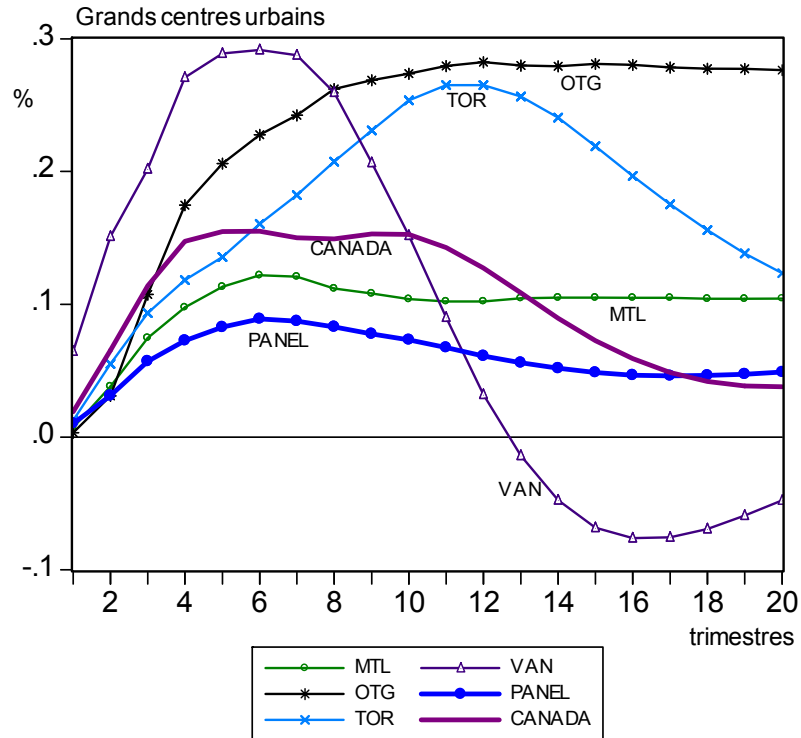
---

<sup>82</sup> Les réponses dans ces RMR sont très persistantes, sauf à Vancouver.

<sup>83</sup> Le TSX étant en niveau dans le VAR et les chocs ayant été normalisés pour permettre les comparaisons, le niveau des valeurs en ordonnée dans le graphique ne peut être interprété en termes simples.

**Figure 25**

**Réponse dynamique cumulée de IPLN à un choc d'un écart-type sur TSX  
(RMR, Panel et Canada; modèle avec TSX)**



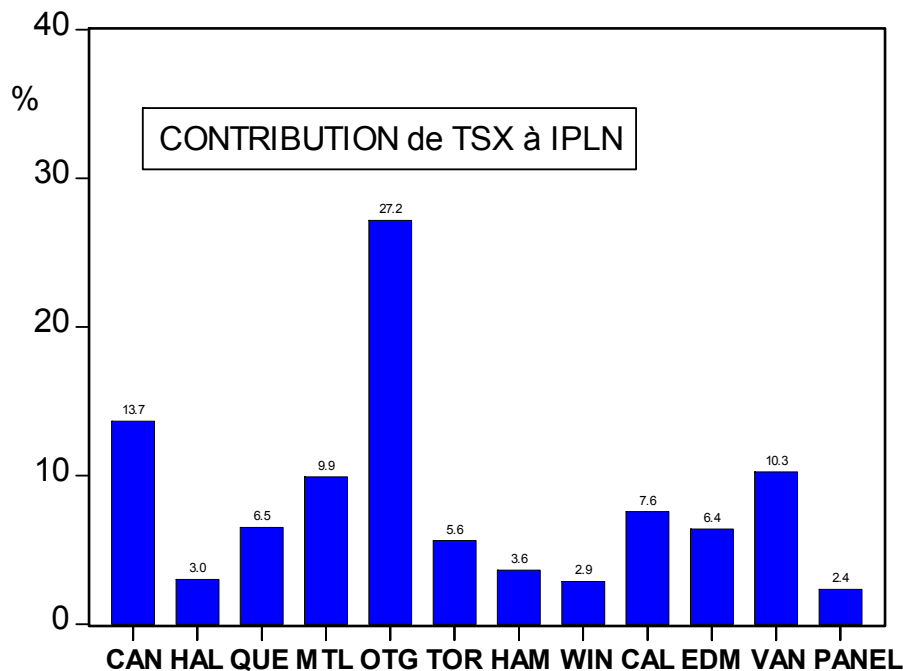


une hausse d'un peu plus que 8,5 % des prix des logements. Les effets estimés sont les plus grands pour les régions métropolitaines de Vancouver, de Toronto et d'Ottawa-Gatineau. Par contre, les réponses dynamiques estimées pour Halifax, Québec et Winnipeg sont négatives sur plusieurs horizons et, à cet égard, peu plausibles.

Tel qu'illustré à la Figure 26, la contribution des chocs sur les cours boursiers aux fluctuations historiques des prix réels des logements varie, selon les régions, de 2 à 10 %, Ottawa-Gatineau (27 %) étant l'exception. Elle est substantielle à Vancouver (10 %) et Montréal (10 %). Dans presque toutes les régions, cette contribution est supérieure à celle qui correspond aux chocs d'emploi. Au niveau national, la contribution se situait à 14 %.

**Figure 26**

**Contribution des chocs boursiers  
aux variations historiques des prix réels des logements  
(RMR, Panel et Canada; modèle avec TSX)**



Dans son étude internationale, Sutton (2002) concluait que les cours boursiers jouaient un rôle important dans les variations des prix des logements de la plupart des pays, y compris le Canada, et que ce rôle semblait tout aussi important que celui joué par l'emploi et par les taux d'intérêt. Nos résultats corroborent ceux de Sutton. Cependant, il convient d'interpréter ces résultats avec une grande prudence. Tel que mentionné plus tôt, les cours boursiers sont un indicateur avancé de l'activité économique. Cette avance est davantage liée aux attentes quant aux perspectives économiques futures qui sont intégrées dans les indices boursiers qu'aux effets de richesse que leurs variations impliquent. Ce fait peut rendre difficile de bien identifier les chocs qui relèvent des cours boursiers de ceux qui sont liés à l'activité économique, aux revenus et même aux prix

des logements.<sup>84</sup> De plus, la littérature empirique sur les effets de richesse boursière suggère que ces effets sont relativement modestes en situation normale.<sup>85</sup> Enfin, les fonctions de réponses dynamiques que nous avons estimées suggèrent une réponse très rapide des prix des logements à des chocs boursiers. Encore là, ces courts délais d'impacts nous apparaissent suspects.

Somme toute, même si nos résultats suggèrent que les chocs boursiers sont un déterminant important des variations des prix des logements, nous préférons garder un sain scepticisme quant à la portée réelle de ces évaluations.

## **7.6 L'incidence des prix des logements sur l'emploi et la consommation**

La croissance rapide des prix des logements observée récemment a engendré une réévaluation marquée du patrimoine résidentiel des ménages. C'est essentiellement par le biais de ces effets de richesse qui affectent la consommation des ménages que les prix des logements se répercutent sur l'activité économique [OCDE (2004)]. Cette question de l'incidence des fluctuations des prix des logements sur la consommation et, plus généralement, sur l'activité économique a beaucoup retenu l'attention des chercheurs et des analystes depuis quelques années [Case, Quigley et Shiller (2001) ; Girouard et Blöndal (2001) ; Desnoyers (2001) ; Boone et Girouard (2002) ; Tremblay et Pichette (2003) et OCDE (2004)]. Pour le Canada, l'OCDE (2004) estime à 3% et 6% la propension marginale à consommer la richesse immobilière de court terme et de long terme. Les estimations de Tremblay et Pichette (2003) sont plus élevées encore.

Dans notre modèle, ces effets de richesse immobilière sur l'activité économique peuvent être associés à l'incidence des chocs de prix des logements sur l'emploi (le modèle de référence) ou sur les ventes au détail dans une variante du modèle de référence. Notre analyse est fortement contrainte par les données disponibles au niveau des régions métropolitaines. Les ventes au détail, exprimées en termes réels, constituent un indicateur étroitement lié aux dépenses de consommation des ménages. La Figure 27 présente les contributions des prix des logements aux fluctuations historiques de l'emploi et des ventes au détail.<sup>86</sup>

La contribution des chocs de prix des logements aux variations de l'emploi était estimée à 8,1 % au niveau national (Canada). Parmi les régions métropolitaines, les contributions estimées se situent entre 1,7 % et 12,5 %. Elles sont les plus élevées à Hamilton (12,5 %, un résultat difficile à expliquer), Calgary (6,3 %) et Vancouver (5,4 %). En ce qui concerne la contribution des prix des logements aux variations des ventes au détail, les estimations sont un peu plus faibles, s'établissant à 4,3 % dans le cas du Canada, 2,1 % à Montréal, 2,8 % à Toronto, 1,4 % à Winnipeg et 3,6 % à Vancouver. Sur la base de ces chiffres, il apparaît que le prix des logements

---

<sup>84</sup> Une étude récente de Borio et McGuire (2004) étudie le parallélisme entre les sommets cycliques des prix des actions et du logement. Leurs résultats concluent à l'avance des prix des actions sur les prix des logements durant les phases d'expansion.

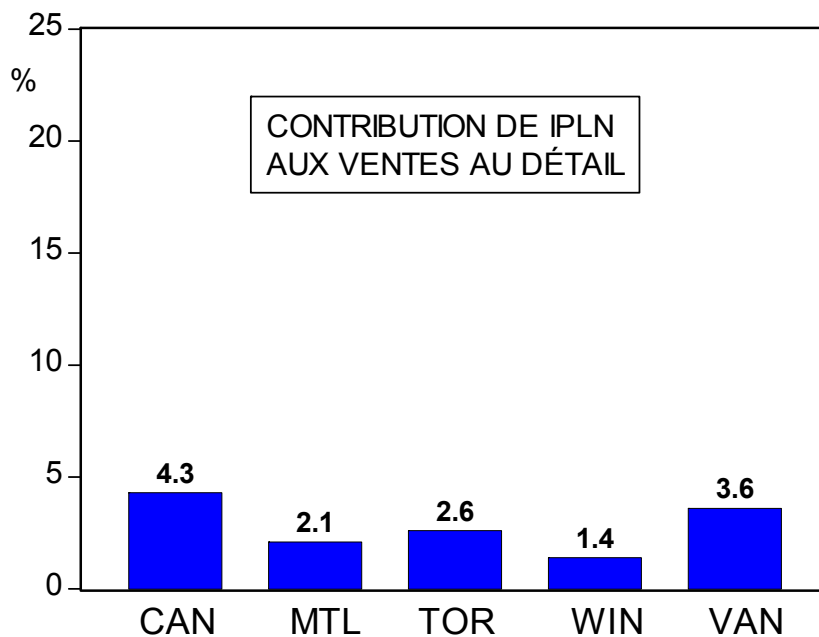
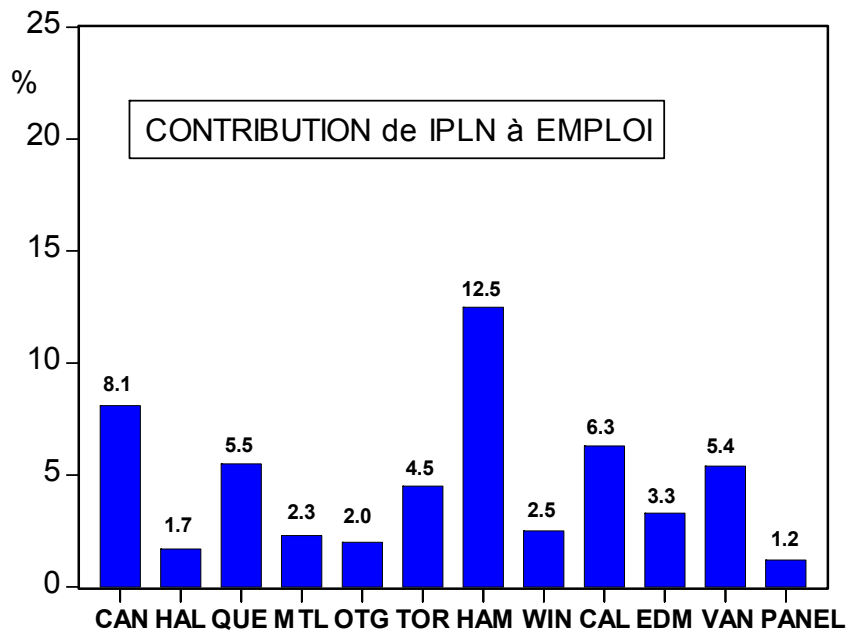
<sup>85</sup> Au plan empirique, l'effet de richesse estimé peut être amoindri par un effet de substitution, la hausse des cours boursiers incitant les ménages à investir dans le marché boursier plutôt que dans le marché immobilier.

<sup>86</sup> Ces contributions estimées sont tirées de deux analyses de décomposition de variance, l'une faite à partir du modèle de référence et faisant intervenir l'emploi comme indicateur d'activité économique, l'autre à partir d'une variante du modèle qui fait intervenir les ventes au détail à la place de l'emploi. Considérant la période couverte par notre étude, les statistiques sur les ventes au détail ne sont disponibles que pour 4 régions métropolitaines, soit Montréal, Toronto, Winnipeg et Vancouver.

constitue un déterminant non négligeable de l'emploi et de la consommation des ménages. Évidemment, ces évaluations sont liées à la juste identification des chocs structurels.

**Figure 27**

**Effets du patrimoine résidentiel sur l'emploi  
et les ventes de détail réelles selon les régions**



## 8. CONCLUSION

La présente étude s'est intéressée à la détermination des prix des logements au Canada. Les analyses empiriques ont été réalisées notamment au niveau des régions métropolitaines, mais également au niveau national. Elles ont considéré à la fois les facteurs qui agissent sur l'offre et ceux agissant sur la demande. Nous avons principalement cherché à déterminer et à analyser la réaction dynamique des prix réels des logements face à des chocs sur les principaux déterminants et à apprécier l'importance relative de chacun d'eux dans les variations historiques des prix des logements. Nous avons aussi exploré une question connexe que notre approche permettait d'aborder. Elle concerne les effets de la richesse immobilière qu'impliquent les fluctuations des prix des logements sur les dépenses des ménages et, plus largement, sur le niveau de l'activité économique des régions.

Nous avons réalisé une revue relativement exhaustive de la littérature empirique récente concernant la détermination des prix des logements, notamment celle qui s'inscrivait au niveau des régions métropolitaines ou qui abordait des thèmes que nous traitons. Une conclusion s'en dégage. Les études récentes ont eu fortement tendance à utiliser, comme cadre d'analyse, soit des modèles à correction d'erreur lorsqu'il s'agissait d'étudier les effets directs des déterminants, ou encore des modèles d'autorégression vectorielle (VAR) lorsqu'il s'agissait d'analyser la question de l'incidence dynamique des divers déterminants dans un contexte d'équilibre général.

Notre analyse a utilisé des données trimestrielles couvrant la période 1972-2003 au niveau national et 1975-2003 au niveau des agglomérations urbaines. Nous avons constitué une base de données regroupant les séries statistiques pertinentes à notre étude. À cet égard, les contraintes étaient nombreuses, tant en ce qui concerne la disponibilité des données au niveau des régions métropolitaines qu'en ce qui a trait aux discontinuités historiques dans ces séries statistiques. Cette base de données constitue une contribution importante de ce projet.

Notre cadre d'analyse empirique est un modèle d'autorégression vectorielle (VAR). Le modèle VAR de référence comprend six variables endogènes ou déterminants. Ce sont : le prix réel des logements, les mises en chantier, l'emploi, le taux d'intérêt réel, l'inflation et les coûts réels de construction. Des variantes du modèle de référence font aussi intervenir le coût réel des terrains, l'indice boursier TSX et les ventes réelles de commerce de détail. Les estimations au niveau des régions métropolitaines sont probablement sensibles au problème de la taille limitée de notre échantillon. Pour contourner ce problème, nous avons fait une estimation *panel* sur l'ensemble des régions métropolitaines. Elle a servi de base de comparaison pour les résultats des estimations portant sur chacun des centres urbains.

Malgré la petite taille de l'échantillon en regard du nombre de paramètres à estimer, les résultats au niveau national s'avèrent des plus intéressants et relativement précis. Il ressort que les chocs monétaires (ou de taux d'intérêt réel) constituent le principal déterminant historique des variations des prix des logements au Canada sur la période considérée. Ils expliquent environ 22 % des variations.<sup>87</sup> Plus surprenante est la contribution très forte de l'inflation qui s'élève à 15 % dans notre modèle préféré. L'incidence de l'inflation sur les prix des logements est

---

<sup>87</sup> Se référer à la Figure 4 pour ces résultats de décomposition de variance.

clairement négative.<sup>88</sup> Dans le contexte récent d'une inflation faible et stable, on peut croire que les prix réels des logements auront tendance à être plus stables et à connaître une croissance plus élevée. Les chocs d'emploi, avec une contribution de 11 % aux variations des prix réels des logements, s'avèrent un déterminant important, mais plus faible qu'anticipé au départ. Enfin, les deux facteurs d'offre considérés, les mises en chantier et les coûts réels de construction, constituent des déterminants mineurs selon nos résultats.

Dans des estimations complémentaires, nous observons que les variations non anticipées des coûts des terrains sont probablement un déterminant majeur des prix des logements, comme en fait foi la contribution estimée de 25 %. À l'instar de Sutton (2002), nous obtenons aussi une contribution importante des chocs boursiers (14 %). Cependant, nous avons présenté des arguments qui peuvent amener à penser qu'il s'agit d'une évaluation gonflée.

En ce qui concerne les analyses au niveau des régions métropolitaines, nos résultats montrent que les divers centres urbains affichent une sensibilité aux différents chocs qui, dans plusieurs cas, varie de manière appréciable d'une agglomération à l'autre. Même constat en regard de l'importance des divers chocs dans l'explication des variations historiques des prix des logements. De manière générale, les résultats au niveau des régions métropolitaines suggèrent que l'inflation constitue le facteur dominant, dans la plupart des centres urbains. Cela vient corroborer une conclusion de Tsatsaronis et Zhu (2004) dans une étude *panel* portant sur 17 pays à l'effet que les chocs inflationnistes constituaient le facteur d'explication le plus important. Comme pour le Canada, les réponses dynamiques indiquent une incidence négative des chocs d'inflation sur les variations des prix réels des logements. La contribution des chocs monétaires est importante, mais plus faible que ce nous évaluions au niveau national. Une surprise est la faible contribution de l'emploi comme déterminant. Ce constat vient corroborer une autre conclusion de Tsatsaronis et Zhu (2004) suggérant un rôle mineur des chocs des revenus des ménages comme déterminant des prix des logements. Cette faible influence est contrebalancée par un rôle plus grand des mises en chantier.<sup>89</sup> Enfin, comme pour le Canada, les coûts de construction jouent un rôle mineur au niveau des régions métropolitaines.

Sur le plan de la dynamique des effets, dans tous nos résultats, nous remarquons les longs délais qu'impliquent les chocs monétaires et la réaction amplifiée et persistante des prix des logements et des mises en chantier face à leurs propres chocs. Ces caractéristiques suggèrent que le marché immobilier ait tendance à surréagir aux chocs et qu'il tarde à retrouver son équilibre. Ce fait stylisé est tout à fait compatible avec la présence de bulles dans le marché des résidences.

Concernant les effets dynamiques des chocs, il est possible de faire certains rapprochements entre régions métropolitaines. Les similitudes tiennent principalement d'une logique géographique. Ainsi, les régions de Calgary et d'Edmonton exhibent souvent des réponses dynamiques semblables. Montréal et Québec aussi. Halifax et Ottawa-Gatineau ont des comportements qui ont plutôt tendance à se rapprocher de ceux de Montréal et Québec. À certains égards, Toronto et Hamilton exhibent une dynamique voisine. Enfin, Vancouver exhibe des réponses dynamiques

---

<sup>88</sup> Cette conclusion vient contredire l'opinion très ancrée que l'inflation favorise avant tout la spéculation immobilière et, par là, stimule la croissance des prix réels des logements.

<sup>89</sup> Il y a peut être lieu de se demander si, dans les estimations au niveau des régions métropolitaines, les mises en chantier ne viennent pas s'accaparer d'effets qui devraient être attribués à l'emploi.

qui se distinguent le plus de ceux des autres centres urbains. Il demeure que les divers centres urbains affichent des comportements dynamiques des prix des logements qui à plusieurs égards leur sont propres.

La robustesse de nos résultats se trouve fragilisée par le nombre limité d'observations qui étaient disponibles, surtout au niveau des régions métropolitaines où on est confronté à des données plus bruyantes. Nous avons également fait une estimation en panel pour essayer de contrôler les erreurs d'échantillonnage. Cependant, les estimations VAR-*panel* imposent la même structure dynamique à l'ensemble des régions métropolitaines. Il pourrait être intéressant de relâcher en partie cet ensemble de restrictions en recourant à un VAR-*panel* non standard. On pourrait alors profiter de l'échantillon élargi que constituent les données *panel* pour tester la stabilité des résultats obtenus.

L'idée de vérifier si, au fil des années, les réponses dynamiques aux différents chocs n'ont pas changé est attrayante. Nous avons observé depuis 25 ans de nombreux changements sur le marché immobilier, notamment en ce qui concerne les instruments de financement. Il y a lieu de croire que ces changements importants n'ont pas été sans effet sur le comportement des intervenants du marché immobilier et, en conséquence, sur les prix des logements et l'activité de construction. Dans notre étude, malheureusement, nous avons été contraints de supposer que les comportements n'avaient pas changé.

Par ailleurs, nous avons étudié les prix des logements dans le cadre d'un modèle d'équilibre général. Avec la même base de données, il aurait été intéressant d'étudier les effets directs des déterminants des prix réels des logements à l'aide de modèles à correction d'erreur. Ces modèles exploitent l'existence de relations de long terme dans le marché immobilier. Dans ces modèles, la dynamique de court terme est enrichie par des mesures de déséquilibre du marché. Cette approche est particulièrement intéressante dans le contexte du marché immobilier où les déséquilibres ont tendance à persister. De plus, dans un tel cadre, les analyses *panel* non standards sont beaucoup plus aisées à réaliser grâce aux nouvelles fonctionnalités des logiciels spécialisés de traitement statistique.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Abraham, J.M. et P.H. Hendershott (1992), «Patterns and Determinants of Metropolitan House Prices, 1977 to 1991», dans L. Brown et E.S. Rosengren, ed., *Real Estate and Credit Crunch*, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, No 36 ; 19-42.
- Abraham, J.M. et P.H. Hendershott (1996), «Bubbles in Metropolitan Housing Markets», *Journal of Housing Research*, 7: 191-207.
- Aoki, K., J. Proudman et G. Vlieghe (2001), «Why Price Matter», *Bank of England Quarterly Bulletin*, Hiver ; 460-468.
- Aoki, K., J. Proudman et G. Vlieghe (2002), «Houses as Collateral: Has the Link between House Prices and Consumption in the U.K. Changed», *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, mai, 8(1): 163-177.
- Baffoe-Bonnie, J. (1998), «The Dynamic Impact of Macroeconomic Aggregates on Housing Prices and Stock of Houses : A National and Regional Analysis», *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(2) : 179-198.
- Barot, B. et Z. Yang (2002), «House Prices and Housing Investment in Sweden and the United Kingdom. Econometric Analysis for the period 1970-1998.», *Review of Urban & Regional Development Studies (RURDS)*, vol. 14, No 2, juillet.
- Berkovec, J.A. et J.L. Goodman (1996), «Turnover as a Measure of Demand for Existing Homes», *Real Estate Economics*, 24(4): 421-440.
- Boone, L. et N. Girouard (2002), «La Bourse, le marché de l'immobilier et le comportement des consommateurs», *Revue économique de l'OCDE*, 35(2) : 197-227.
- Borio, C. et P. McGuire (2004), «Parallélisme entre les sommets des prix des actions et du logement», *Rapport trimestriel BRI*, mars.
- Canner, G., K. Dynan et W. Passmore (2002), «Mortgage Refinancing in 2001 and Early 2002 », *Federal Reserve Bulletin*, 88, no 12 (d3cembre) ; 469-481.
- Capozza, D. R. et R. Helsley (1989), «The Fundamentals of Land Prices and Urban Growth», *Journal of Urban Economics*, 26: 295-306.
- Capozza, D. R. et G.M. Schwann (1989), «The Asset Approach to Pricing Urban Land: Empirical Evidence», *Real Estate Economics*, 17(2) : 161-176.
- Capozza, D.R., R. Green et P. H. Hendershott (1996), «Taxes, Home Mortgage Borrowing and Residential Land Prices» in Aaron and Gale (ed.), *Fundamental Tax Reform*, The Brookings Institution, Washington D.C., 181-204.
- Capozza, D.R (1999), «A Simple Error Correction Model of Housing Prices», *Journal of Housing Economics*, 8 ; 27-62.
- Capozza, D. R. , P.H. Hendershott, C. Mack et C.J. Mayer (2002), «Determinants of Real House Prices Dynamics», NBER, working papers w9262, octobre ; 35 pages.
- Case, K.E. et R.J. Shiller (1989), «The Efficiency of the Market for Single Family Homes», *American Economic Review*, 79(1): 125-137.
- Case, K.E. et R.J. Shiller (1990), «Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market», *AREUEA Journal*, 79(1): 125-137.
- Case, K.E., J.M.Quigley et R.J.Shiller (2001), «Comparing wealth effects : the stock market versus the housing market», NBER Working Paper, no 8606.
- Cho, M. (1996), «House Price Dynamics : A Survey of Theoretical and Empirical Issues», *Journal of Housing Research*, vol. 7, no 2 ; 145-172.
- Clayton, J. (1996), «Rational expectations, market fundamentals and housing price volatility», *Real Estate Economics*, 24(4): 441-454.
- Deep, A. et D. Domanski (2002), «Marchés immobiliers et croissance économique : enseignements de la vague de refinancements aux États-Unis», *Rapport trimestriel BRI*, septembre.
- Desnoyers, Y. (2001), «L'effet de la richesse sur la consommation aux États-Unis», Banque du Canada, cahier de recherche No 2001-14.

- DiPasquale, D. et W. Wheaton (1996), *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- Dodge, D. (2003), «Le prix des actifs dans un cadre de politique monétaire cohérent», allocution du gouverneur, Banque du Canada, 22 avril, Banque du Canada ; 11 pages.
- Engelhardt, G.V. et J.M. Poterba (1991), «House Prices and Demographic Change, Canadian Evidence», *Regional Science and Urban Economics*, 21(4) : 539-546.
- Follain, J.R. et O.T. Veltz (1995), «Incorporating the Number of Existing Homes Sales in a Structural Model of the Market for Owner-Occupied Housing», *Journal of Housing Economics*, 4 ; 93-117.
- Fortin, M. et A. Leclerc (2000), «Demographic Changes and Real Housing Prices in Canada», Département d'économie, Université de Sherbrooke, cahier de recherche no 00-06, 35 pages.
- Fortura, P. et J. Kushner (1986), «Canadian Inter-City House Price Differentials», *AREUEA Journal*, 14(4) : 525-536.
- Gallin, J. (2003), «The Long-Run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets», Federal Reserve Board, États-Unis, avril ; 25 pages.
- Gavin, W.T. et A.T. Theodorou (2003), «A Common Model Approach to Macroeconomics : Using Panel Data to Reduce Sampling Error», working paper 2003-045B, Federal Reserve Bank of St-Louis ; 28 pages.
- Girouard, N. et S. Blöndal (2001), «House Prices and Economic Activity», OECD Working Paper, no 279.
- Glaeser, E.L., J. Gyourko et R Saks (2003), «Why is Manhattan So Expensive? Regulation and the Rise in House Prices», NBER Working Paper, N°10124, novembre.
- Glaeser, E.L. (2004), «Housing Supply», *NBER Reporter*, National Bureau of Economic Research, printemps ; 12-14.
- Goy, R. et M. Steele (1994), «Alternative constant-quality price indexes for modest houses and condominiums in Kitchener, Waterloo», Richard Goy Consulting et Department of economics, University of Guelph, Ontario
- Green, R., S. Malpezzi (1998), «A Primer on U.S. Housing Markets and Policies», Working Paper, University of Wisconsin, Center for Urban Land Research.
- Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, N.J. .
- Hendershott, P.H. (1980), «Real User Costs and the Demand for Single-Family Housing.», *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 401-444.
- Hendry, D.F. (1984), «Econometric Modelling of House Prices in the United Kingdom», in D.F. Hendry et K.F. Wallis (éd.), *Econometrics and Quantitative Economics*, Basil Blackwell, Oxford.
- Hort, K. (1998), «The Determinants of Urban House Price Fluctuations in Sweden 1968-1994 », *Journal of Housing Economics*, 7(2) : 93-120.
- Kearns, J. (1979), «Inflation, Mortgages, and Housing», *Journal of Political Economy* 87, 1-29.
- Lamont, O. et J. Stein (1999), «Leverage and House Price Dynamics in U.S. Cities», *RAND Journal of Economics*, 30(3) : 498-514.
- Lastrapes, W.D. (2002), «The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations», *Journal of Housing Economics*, 11 : 40-74.
- Lettau, M. et S. Ludvigson (2002), «Consumption, aggregate wealth and expected stock returns», *Journal of Finance*, vol. 56 ; 815-849.
- Lettau, M. et S. Ludvigson (2001), «Understanding Trend and Cycle in Asset Values : Bulls, Bears and the Wealth Effect on Consumption», CEPR Discussion Paper, no 3104.
- Ludvigson, S. et C.Steindel (1999), «How Important is the Stock Market Effect on Consumption ?», *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, July ; 29-51.
- Maki, D. et M. Palumbo (2001), «Disentangling the Wealth Effect : A Cohort Analysis of Household Saving in the 1990s», Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series no. 2001-21.
- Malpezzi, S. (1999), «A Simple Error Correction Model of Housing Prices», *Journal of Housing Economics*, 8 ; 27-62.
- Mankiw, N.G. et D.N. Veil (1989), «Baby Boom, Baby Bust and the Housing Market», *Regional Science and Urban Economics*, 19(2) : 235-258.



- McCarthy J. et R.W. Peach (2002), «Monetary Policy Transmission to Residential Investment», *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, mai, 8(1): 139-158.
- Meen, G. (2000), «Housing Cycles and Efficiency», *Scottish Journal of Political Economy*, 47(2) : 114-140.
- Meen, G. (2001), *Modelling spatial housing markets. Theory, Analysis and Policy*, Kluwer Academic Publishers, Boston / Dordrecht / London.
- Meen, G. (2002), «The Time-Series Behavior of House Prices : A Transatlantic Divide ?», *Journal of Housing Economics*, vol. 11 ; 1-23.
- Meen, G. et M. Andrew (1998), «Modelling Regional House Prices : A review of the Litterature», Report prepared for the Department of the Environment, Transport and the Regions. The University of Reading.
- Nellis, J. G. et J.A. Longbottom (1981), «An Empirical Analysis of the Determination of House Prices in the United Kingdom», *Urban Studies*, 18(1) : 9-21.
- OCDE (2004), «Marchés du logement, patrimoine et cycle économique», *Perspectives économiques de l'OCDE*, no 75; pages 157-178.
- Ozane, L. et T. Thibodeau (1983), «Explaining Metropolitan House Price Differences», *Journal of Urban Economics*, vol. 13 ; 51-66.
- Peek, J. et J.A. Wilcox (1991), «The Measurement and Determinants of Single-Family House Prices», *AREUEA Journal*, 19(3) : 353-382.
- Pichette, L. (2000), «Les effets réels du cours des actions sur la consommation», Banque du Canada, Working Paper, no 2000-21.
- Pichette, L. et D. Tremblay (2003), «Are Wealth Effects Important in Canada ?», miméo, version préliminaire, Banque du Canada ; 43 pages.
- Poterba, J.M. (1984), «Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing : An Asset Market Approach», *Quarterly Journal of Economics*, 99(4) : 729-752.
- Poterba, J.M. (1991), «House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demographics», *Brookings Paper on Economic Activity*, no 2 : 143-199.
- Pryce, G. (1999), «Construction Elasticities and Land Availability : A Two-stage Least-squares Model of Housing Supply Using the Variable Elasticity Approach», *Urban Studies*, 36(13) : 2283-2304.
- Quan, D.C. et S. Titman (1999), «Do real estate prices and stock prices move together ? An international analysis», *Real Estate Economics*, 27(2) : 183-207.
- SCHL (2004), «Prix des maisons, emprunts garantis par l'avoir propre foncier et dépenses de consommation», Le point en recherche, Série socio-économique 04-006, janvier ; 7 pages.
- Sims, C. (1980), «Macroeconomics and Reality», *Econometrica*, 48 ; 1-48.
- Sims, C. (1986), «Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis», *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 10, no 1 ; 2-16.
- Smith, L. B., K.T. Rosen et G. Fallis (1988), «Recent Developments in Economic Models of Housing Market», *Journal of Economic Literature*, 26(1) : 29-64.
- Somerville, T.C. (1996), «The contribution of land and structure to builder profits and house prices», *Journal of Housing Research*, 7.
- Stein, J.C. (1995), «Prices and Trading Volume in the Housing Market : A Model with Downpayment Effects», *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2) : 379-405.
- Stock J.H. et M.W. Watson (2001), «Vector Autoregressions», *Journal of Economic Perspectives*, 15(4) : 101-115.
- Summers, L.H. (1981), «Inflation, the Stock Market, and Owner-Occupied Housing», *American Economic Review*, 71(2) : 429-434.
- Sutton, G.D. (2002), «Prix du logement : déterminants», Rapport trimestriel BRI, septembre 2002 : 48-57.
- Thiessen, G. (1995), «La stabilité des prix et le marché immobilier au Canada», *Revue de la Banque du Canada*, automne.
- Tsatsaronis, K. et H. Zhu (2004), «Dynamique des prix immobiliers : étude sur 17 pays», *Rapport trimestriel BRI*, mars.

Wheaton, William C. (1990), «Vacancy, Search, and Prices in a Housing Market Matching Model»  
*Journal of Political Economy*, 98: 1270-92.

• **Indices des prix des logements neufs (maison et terrain), 1997=100. Trimestriel : 1972T1-2003T3.**

- Variable construite par raccordement à partir des séries suivantes.

- Source 1 : Indices des prix des logements neufs (maison et terrain), 1976=100, mensuel, 1981M01-2003M10. Sources : CANSIM II, Tableau 327-005, Numéros de séries : V21148160 (Canada), V21148256 (Halifax), V21148169 (Québec), V21148172 (Montréal), V21148178 (Ottawa-Gatineau), V21148181 (Toronto), V21148184 (Hamilton), V21148211 (Winnipeg), V21148229 (Calgary), V21148232 (Edmonton), V21148238 (Vancouver).

- Source 2 : Indices des prix des logements neufs (maison et terrain), 1997 = 100, mensuel, 1972M01-1983M12. Sources : Statistique Canada. Publication N° 62-007, Janvier 1984, Tableau 11; pour le Canada, la *Revue statistique du Canada* (11-001), divers numéros.

Note 1 : En raison du nombre limité de transactions, les observations pour Halifax et Québec sur la période 1981M9-1984M04 ne sont pas disponibles.

Note 2 : Statistique Canada commence à compiler des indices des prix des logements neufs en 1972, et même plutôt pour certaines RMR. Cependant, pour certaines RMR, les séries débutent plus tardivement, à savoir 1975M01 pour Halifax et 1976M01 pour Québec et Hamilton.

Note 3 : En ce qui concerne le Canada, l'indice est un agrégat composite des régions métropolitaines de plus de 10 000 habitants. Avant 1981, l'indice canadien était un composite de 22 régions métropolitaines de recensement. Le raccordement évite un bris dans le niveau de la série en 1981. Les statistiques pour le Canada ne sont disponibles qu'à partir de 1976M03. Pour les périodes antérieures à cette date, l'indice a été calculé comme une moyenne pondérée des indices des RMR qui étaient disponibles.

- Méthode de raccordement : année de base du raccordement : 1981; raccordement standard par multiplication (un facteur de raccordement.) Voir Encadré A.1 ci-après :

**Encadré A.1 Méthode de raccordement standard**

Soit	$S_{new}$	la série statistique la plus récente
	$S_{old}$	la série antérieure
	$S_{rac}$	la série raccordée (le résultat du raccordement)
	FR	le facteur de raccordement défini comme le rapport des moyennes annuelles des séries récente ( $S_{new}$ ) et antérieure ( $S_{old}$ ) au cours de l'année de base du raccordement
Alors	$S_{rac} = S_{new}$	pour les périodes de l'année de raccordement et les suivantes.
	$S_{rac} = S_{old} * FR$	pour les années antérieures au raccordement

- **Nombre total de mises en chantier (en milliers d'unités). Données réelles non désaisonnalisées (RMR) ou désaisonnalisées (Canada). Trimestriel : 1972T1-2003T3.**

- Source : SCHL, données réelles non désaisonnalisées (RMR) ou données désaisonnalisées (Canada), mensuel, 1972M01-2003M10.

Note 1 : Le nombre total des mises en chantier pour le Canada est un agrégat des mises en chantier dans les centres de 10,000 habitants et plus.

Note 2 : Les données sur les mises en chantier dans les diverses RMR pour une période donnée sont calculées selon le découpage géographique des RMR du plus récent recensement disponible.

- **Emploi (en milliers). Désaisonnalisé (Canada) et non désaisonnalisé (RMR). Trimestriel : 1972T1-2003M10 (Canada) et 1975T2-2003T2 (RMR).**

- Variables construites à partir des séries suivantes et à l'aide d'un raccordement standard (voir Encadré A.1). Bases de raccordement : 1976 (Canada) ou 1988 (RMR).

- Canada – Source 1 : Cansim II, Tableau 282-0089, N° V2066967, désaisonnalisé, 1976M01-2003M10.

- Canada – Source 2 : Cansim I, N° D767608, désaisonnalisé, 1966M01-1993M12.

- RMR – Source 1 : Cansim II, Tableau 282-0057, N° V3473165 (Halifax), V3473168 (Québec), V3473171 (Montréal), V3473172 (Ottawa-Gatineau), V3473175 (Toronto), V3473176 (Hamilton), V3473182 (Winnipeg), V3473185 (Calgary), V3473186 (Edmonton), V3473187 (Vancouver). 1987M01-2003M10); moyenne mobile de 3 mois, non désaisonnalisé.

- RMR – Source 2 : Cansim I, Matrice 2103, N° D777035 (Halifax), D777167 (Québec), D777168 (Montréal), D777356 (Ottawa-Gatineau), D777358 (Toronto), D777359 (Hamilton), D777581 (Winnipeg), D777726 (Calgary), D777727 (Edmonton), D776892 (Vancouver). Autres références : «Statistiques chronologiques sur la population active», 71-201, 1994, pages 462-473. 1975M03-1993M12, moyenne mobile de 3 mois, non désaisonnalisé.

Note 1 : Au niveau des RMR, les séries sont exprimées en moyenne mobile de 3 mois pour contourner le problème de la grande variabilité d'échantillonnage. Voir à cet égard, l'article «Quelques observations sur les régions infraprovinciales et les estimations des moyennes mobiles de 3 mois» dans La Population active, 71-001, janvier 1991, pages c-2 à c-5.

Note 2 : Il n'y aucune statistique disponible sur l'emploi au niveau des RMR avant janvier 1975.

Note 3 : Les nouvelles et les anciennes séries sur l'emploi sont très fortement corrélées sur leur échantillon commun (corrélation de l'ordre de 0,9998). Le raccordement n'est pas susceptible de poser problème.

- **Indices des prix à la consommation, total, 1992=100. Désaisonnalisé. Trimestriel. 1972T1-2003T3**

- Source : Cansim II, Tableau 326-001, Séries : V735319 (Canada), V737227 (Halifax), V737239 (Québec), V737245 (Montréal), V737251 (Ottawa-Gatineau), V737257 (Toronto), V737269 (Winnipeg), V737293 (Calgary), V737287 (Edmonton), V737299 (Vancouver). Mensuel : 1971M01-2003M11.

Note 1 : Aucune série statistique n'est disponible pour la RMR d'Hamilton. Nous supposons que l'IPC pour Hamilton correspond à celui de la RMR de Toronto. Nous avons utilisé les données trimestrielles du Conference Board du Canada pour l'IPC des régions métropolitaines de Toronto et Hamilton (débutant en 1987T1) afin de vérifier la validité de notre hypothèse. Une corrélation de 0,9995 confirme la justesse de notre choix.

• **Ventes totales de commerce de détail. En dollars. Désaisonnalisé (Canada) ou non désaisonnalisé (RMR). Trimestriel : 1972T1-2003T3.**

- Variables construites à partir des séries suivantes.

- Canada – Source 1 : Cansim II, Tableau 080-0001, No V115584, désaisonnalisé. Mensuel : 1981M01-2003M10.

- Canada – Source 2 : Cansim II, Tableau 080-0006, Série V1109113, désaisonnalisé. Mensuel : 1972M.01-1990M10

- RMR – Source 1 : Cansim II, Tableau 080-0001 ; Séries V115743 (Montréal), V115724 (Toronto), V115726 (Winnipeg), V115730 (Vancouver) ; non désaisonnalisées. Mensuel : 1991M01-2003M10.

- RMR – Source 2 : Cansim II, Tableau 080-0006 ; Séries V111416 (Montréal), V111592 (Toronto), V111768 (Winnipeg), V112120 (Vancouver) ; non désaisonnalisées. Mensuel : 1974M01-1989M12.

- RMR – Source 3 : Conference Board du Canada, Base métropolitaine, Séries : CRTVA, CRTT, CRTM et CRTWI. Données trimestrielles : 1987T1-2003Q3

Note 1 : Raccordement standard (voir Encadré A.1) avec 1981 comme base de raccordement pour la série du Canada (l'échantillon ayant été élargi). Une corrélation très élevée (de l'ordre de 0,9999) entre l'ancienne série et la récente série sur l'échantillon commun indique que le raccordement n'est pas susceptible de poser problème. Pour les RMR, aucun raccordement requis, unitaire, aucun bris dans le niveau des séries n'ayant été observé ; voir cependant la note 4.

Note 2 : Pour les régions métropolitaines de recensement (RMR), les séries récentes sur les ventes au détail ne sont disponibles que sous une forme non désaisonnalisée. De plus, Statistique Canada ne publie des statistiques sur les ventes au détail que pour quatre des dix RMR, soit Montréal, Toronto, Winnipeg et Vancouver.

Note 3 : Les statistiques disponibles pour les quatre RMR débutent en janvier 1974.

Note 4 : Statistique Canada ne publie aucune statistique de ventes au détail dans les quatre RMR pour les douze mois de 1990. Ces données ont été estimées à partir des données trimestrielles du Conference Board de la manière suivante. Pour chacune des 4 RMR, nous avons calculé à l'aide des données du Conference Board le taux de croissance sur 1 an des 4 trimestres de 1990. Nous avons fait l'hypothèse que le taux de croissance annuel pour un trimestre et une RMR donnés

était valide pour chacun des mois du trimestre. Nous avons appliqué ces taux de croissance aux données mensuelles observées en 1989 (anciennes séries). Nous avons également utilisé les données trimestrielles du Conference Board pour vérifier la présence de bris dans le niveau des séries raccordées. Aucun bris n'ayant été observé, aucun raccordement n'était requis.

Note 5 : Les données du Conference Board sur les ventes au détail dans les RMR sont disponibles trimestriellement pour les 10 RMR retenues dans notre étude. Malheureusement, ces séries ne débutent qu'en 1987.

- **Taux de rendement moyen sur les bons du Trésor à 3 mois (abjucations), Canada, 1972T1-2003T3.**

- Source : Cansim II, Tableau 1760043, N° V122484. Taux de rendement moyen sur les bons du Trésor à 3 mois (abjucations), Canada. Mensuel : 1961M01-2003M12.
- Aucune transformation requise, sauf la trimestrialisation.

- **Indice synthétique (300) de la Bourse de Toronto. Moyenne des cours de clôture durant les mois de chaque trimestre. Trimestriel : 1972T1-2003T4.**

- Source : Cansim II, Tableau 1760047, N° V122620. Indice synthétique (300) de la Bourse de Toronto. Cours de clôture durant le mois, dernier jour.

- **Indice du prix des logements neufs pour la région XXX, prix du terrain seulement. 1997=100. Trimestriel : 1976T1-2003T4.**

- Variables construites par raccordement standard (voir Encadré A.1) avec 1981 comme base de raccordement.

- Canada – Source 1 : Cansim II, Tableau 327-005. No : V21148162. Mensuel : 1981M01-2003M10.

- Canada – Source 2 : Revue statistique du Canada (11-001), divers numéros. Mensuel : 1976M01-1984M12.

- RMR – Source 1: Cansim II, Tableau 327-005. No V21148258 (Halifax), V21148171 (Québec), V21148174 (Montréal), V21148180 (Ottawa-Gatineau), V21148183 (Toronto), V21148186 (Hamilton), V21148213 (Winnipeg), V21148231 (Calgary), V21148234 (Edmonton), V21148240 (Vancouver). Mensuel : 1981M01-2003M10.

- RMR – Source 2 : Statistique Canada. Publication No 62-007, janvier 1984, Tableau 11. Mensuel : 1976.01-1984M12.

Note 1 : En raison du nombre limité de transactions, les observations pour Halifax sur la période 1981M9-1984M04 ne sont pas disponibles.

• **Indices des coûts de construction (matériaux et main-d'œuvre). 1997=100. Trimestriel :1972T1-2003T3. Canada et RMR.**

- Variables construites à partir d'une moyenne pondérée des coûts de main-d'œuvre des RMR/Canada (Indices du coût des salaires syndicaux ) et du coût des matériaux (Indices des coûts totaux des matériaux de construction, total Canada). Algorithme de construction de ces variables après la description des variables souches.

- Indice des coûts totaux des matériaux de construction, Canada, 1981=100. Mensuel : 1971M01-2003M10. Série construite par raccordement standard (voir Encadré A.1) de deux séries ayant des bases différentes, soit CZZTOTCINR et D649830. Base de raccordement : 1981.

Série- Source 1 : Statistique Canada, compilation spéciale mettant à jour la série D649830 de Cansim I. Fourni par la SCHL. Code de la SCHL. : CZZTOTCINR. 1981=100. Mensuel : 1981M01-2003M10.

Série – Source 2 : Statistique Canada. Série inactive D610002 de Cansim I. Disponible dans Publication 62-007 de Statistique Canada, janvier 1979 et janvier 1985. Mensuel : 1971M01-1984M12.

Note 1 : Sur la période commune aux deux séries (D649830 et D610002), on observe une corrélation élevée (0,984), ce qui justifie le raccordement même si le type des indices est différent.

Note 2 : Il n'existe aucune statistique sur les coûts des matériaux de construction spécifiques aux régions métropolitaines. Des statistiques provinciales ont arrêté d'être compilées en 1984M12. De même, il n'existe aucune statistique sur les coûts totaux de construction au niveau des agglomérations urbaines ; les statistiques disponibles le sont au niveau provincial et leur production fut interrompue en décembre 1984.

- Indice du coût des salaires syndicaux, 1992=100. Mensuel : 1971M01-2003M10.

Séries - Source : Cansim II, Tableau 327-004. N° V734362 (Canada), V734365 (Halifax), V734368 (Québec), V734370 (Montréal), V734373 (Ottawa-Gatineau), V734374 (Toronto), V734382 (Winnipeg), V734383 (Calgary), V734384 (Edmonton), V734386 (Vancouver).

- Algorithme pour la construction des indices des coûts de construction (matériaux et main-d'œuvre)

Ces indices sont une moyenne pondérée de l'indice des coûts des matériaux (Canada) décrit plus haut et de l'indice du coût des salaires syndicaux de la région concernée (RMR/Canada). Les poids sont ceux qui étaient utilisés par Statistique Canada jusqu'en 1984 pour calculer des indices provinciaux de coûts de construction (Publication 62-007, 1979T1 et 1985T1). Ces poids variaient peu d'une province à l'autre et étaient fixes d'une période à l'autre. L'algorithme effectue une correction pour ramener l'indice du coût des matériaux et les indices du coût des salaires syndicaux dans la base 1997=100. Dans les formules qui suivent, frcm97 et frcmo97 sont les facteurs de raccordement. Notez que frcmo97 varie en fonction des RMR.

series cc\_hal=0.634\*coutmat\*(100/frcm97)+0.366\*coutmo\_hal\*(100/frcmo97)  
series cc\_que=0.654\*coutmat\*(100/frcm97)+0.346\*coutmo\_QUE\*(100/frcmo97)

```
series cc_otg=0.64*coutmat*(100/frcm97)+0.36*coutmo_OTG*(100/frcmo97)
series cc_ham=0.631*coutmat*(100/frcm97)+0.369*coutmo_HAM*(100/frcmo97)
series cc_cal=0.66*coutmat*(100/frcm97)+0.34*coutmo_CAL*(100/frcmo97)
series cc_edm=0.66*coutmat*(100/frcm97)+0.34*coutmo_EDM*(100/frcmo97)
series cc_win=0.66*coutmat*(100/frcm97)+0.34*coutmo_win*(100/frcmo97)
series cc_van=0.64*coutmat*(100/frcm97)+0.36*coutmo_van*(100/frcmo97)
series cc_mtl=0.654*coutmat*(100/frcm97)+0.346*coutmo_mtl*(100/frcmo97)
series cc_can=0.641*coutmat*(100/frcm97)+0.359*coutmo_can*(100/frcmo97)
series cc_tor=0.631*coutmat*(100/frcm97)+0.369*coutmo_tor*(100/frcmo97)
```

---



**ANNEXE B :****LISTE DES VARIABLES SELON LEUR ACRONYME**

---

_CAL	Calgary (région métropolitaine de recensement)
_CAN	Canada (national)
_EDM	Edmonton (région métropolitaine de recensement)
_HAL	Halifax (région métropolitaine de recensement)
_HAM	Hamilton (région métropolitaine de recensement)
_MTL	Montréal (région métropolitaine de recensement)
_OTG	Ottawa-Gatineau (région métropolitaine de recensement)
_QUE	Québec (région métropolitaine de recensement)
_TOR	Toronto (région métropolitaine de recensement)
_VAN	Vancouver (région métropolitaine de recensement)
_WIN	Winnipeg (région métropolitaine de recensement)
CC	Indice des coûts de construction (matériaux et main d'œuvre), RMR et Canada
EMPLOI	Emploi, RMR et Canada
HS	Mises en chantier, RMR et Canada
IPC	Indice des prix à la consommation, RMR et Canada
IPLN	Indice des prix des logements neufs, RMR et Canada
R90	Taux d'intérêt réel (taux de rendement sur les bons du Trésor à 90 jours, corrigé de l'inflation des 4 derniers trimestres à l'aide de l'IPC )
TER	Indice des prix des terrains (logements neufs), RMR et Canada
TSX	Indice synthétique (300) de la Bourse de Toronto
VDETAIL	Ventes de commerce de détail, RMR et Canada

Note 1: Le lecteur se référera à l'Annexe A pour une description des variables.

Note 2: Dans les tableaux et figures, les acronymes des variables font référence à leur taux de croissance trimestrielle, sauf R90 et TSX auxquelles on réfère en niveau.

## ANNEXE C :

## RÉSULTATS DES TESTS DE STATIONNARITÉ

(Tests de Dickey-Fuller augmentés)

Variable	Région		Avec constante		Avec constante et tendance		Sans constante ni tendance	
			Stat. ADF	Prob.	Stat. ADF	Prob.	Stat. ADF	Prob.
CC/IPC	Canada	niveau	-3,043	0,032	-3,427	0,049	0,468	0,815
		différence	-3,826	0,003	-3,799	0,018	-3,791	0,000
	Halifax	niveau	-0,823	0,811	-1,465	0,840	1,981	0,989
		différence	-3,586	0,007	-3,631	0,029	-1,688	0,087
	Québec	niveau	-2,665	0,081	-3,162	0,094	1,185	0,940
		différence	-4,549	0,000	-4,576	0,001	-4,334	0,000
	Montréal	niveau	-2,120	0,237	-2,883	0,169	-4,822	0,000
		différence	-4,817	0,001	-4,668	0,000	-2,325	0,165
	Ottawa-Gat.	niveau	-2,325	0,165	-3,820	0,017	0,861	0,895
		différence	-5,031	0,000	-5,048	0,000	-4,408	0,000
	Toronto	niveau	-2,303	0,172	-2,616	0,273	0,381	0,794
		différence	-4,597	0,000	-4,568	0,001	-4,583	0,000
	Hamilton	niveau	-2,443	0,131	-2,468	0,344	-0,113	0,644
		différence	-5,111	0,000	-5,074	0,000	-5,132	0,000
	Winnipeg	niveau	-2,925	0,043	-3,193	0,087	-0,026	0,673
		différence	-3,420	0,011	-3,496	0,041	-3,428	0,001
	Calgary	niveau	-2,383	0,147	-2,443	0,357	0,574	0,840
		différence	-4,124	0,001	-4,105	0,007	-4,073	0,000
	Edmonton	niveau	-2,907	0,046	-2,908	0,161	0,367	0,790
		différence	-3,491	0,009	-3,478	0,043	-3,458	0,001
Vancouver	niveau	-2,911	0,045	-2,769	0,210	0,047	0,697	
	différence	-4,304	0,001	-4,559	0,001	-4,309	0,000	

Variable	Région		Avec constante		Avec constante et tendance		Sans constante ni tendance	
			Stat. ADF	Prob.	Stat. ADF	Prob.	Stat. ADF	Prob.
EMPLOI	Canada	niveau	-0,143	0,943	-2,371	0,394	3,666	1,000
		différence	-5,708	0,000	-5,700	0,000	-4,204	0,000
	Halifax	niveau	-0,574	0,873	-2,156	0,512	2,419	0,997
		différence	-5,427	0,000	-5,418	0,000	-4,728	0,000
	Québec	niveau	-0,662	0,853	-2,889	0,167	2,204	0,994
		différence	-5,596	0,000	-5,583	0,000	-4,932	0,000
	Montréal	niveau	0,177	0,971	-1,898	0,653	2,060	0,991
		différence	-4,542	0,000	-4,628	0,001	-4,038	0,000
	Ottawa-Gat.	niveau	0,520	0,987	-1,862	0,672	3,368	1,000
		différence	-5,843	0,000	-5,900	0,000	-3,422	0,001
	Toronto	niveau	0,002	0,957	-1,968	0,616	2,205	0,994
		différence	-3,724	0,004	-3,769	0,019	-2,951	0,003
	Hamilton	niveau	-0,757	0,829	-2,476	0,340	1,804	0,983
		différence	-5,354	0,000	-5,349	0,000	-4,983	0,000
	Winnipeg	niveau	-1,061	0,732	-3,562	0,035	1,627	0,975
		différence	-4,408	0,000	-4,360	0,003	-4,048	0,000
	Calgary	niveau	0,271	0,977	-1,082	0,929	3,268	1,000
		différence	-3,996	0,002	-4,995	0,000	-2,771	0,006
	Edmonton	niveau	-0,024	0,955	-2,539	0,309	2,638	0,998
		différence	-5,148	0,000	-5,162	0,000	-4,135	0,000
	Vancouver	niveau	0,414	0,983	-2,034	0,580	3,729	1,000
		différence	-5,956	0,000	-5,997	0,000	-4,558	0,000

Variable	Région		Avec constante		Avec constante et tendance		Sans constante ni tendance	
			Stat. ADF	Valeur P	Stat. ADF	Valeur P	Stat. ADF	Valeur P
HS	Canada	niveau	-2,573	0,100	-2,456	0,350	-0,513	0,494
		différence	-5,859	0,000	-5,922	0,000	-5,870	0,000
	Halifax	niveau	-3,466	0,010	-3,416	0,051	-1,175	0,219
		différence	-7,379	0,000	-7,397	0,000	-7,390	0,000
	Québec	niveau	-2,696	0,076	-2,665	0,252	-1,090	0,250
		différence	-5,957	0,000	-5,989	0,000	-5,969	0,000
	Montréal	niveau	-2,595	0,095	-2,757	0,214	-0,960	0,301
		différence	-4,948	0,000	-4,966	0,000	-4,956	0,000
	Ottawa-Gat.	niveau	-1,828	0,367	-2,019	0,588	-0,273	0,587
		différence	-5,984	0,000	-6,159	0,000	-5,988	0,000
	Toronto	niveau	-1,828	0,367	-2,019	0,588	-0,273	0,587
		différence	-5,984	0,000	-6,159	0,000	-5,988	0,000
	Hamilton	niveau	-2,856	0,052	-2,458	0,349	-2,084	0,036
		différence	-11,821	0,000	-11,939	0,000	-11,782	0,000
	Winnipeg	niveau	-2,798	0,059	-6,795	0,000	-2,122	0,033
		différence	-9,558	0,000	-9,597	0,000	-9,549	0,000
	Calgary	niveau	-2,304	0,171	-2,309	0,427	-0,693	0,416
		différence	-5,198	0,000	-5,176	0,000	-5,198	0,000
	Edmonton	niveau	-2,067	0,259	-1,951	0,625	-0,564	0,473
		différence	-5,126	0,000	-5,166	0,000	-5,121	0,000
	Vancouver	niveau	-2,789	0,061	-2,773	0,208	-0,576	0,467
		différence	-10,802	0,000	-10,797	0,000	-10,817	0,000

Variable	Région		Avec constante		Avec constante et tendance		Sans constante ni tendance	
			Stat. ADF	Valeur P	Stat. ADF	Valeur P	Stat. ADF	Valeur P
IPC	Canada	niveau	-1,646	0,458	-0,989	0,943	1,400	0,960
		différence	-3,246	0,018	-3,534	0,037	-1,360	0,161
	Halifax	niveau	-1,527	0,519	-1,126	0,922	1,706	0,979
		différence	-3,581	0,007	-3,791	0,018	-1,654	0,093
	Québec	niveau	-1,725	0,418	-0,879	0,956	1,440	0,963
		différence	-3,269	0,017	-4,001	0,009	-1,547	0,114
	Montréal	niveau	-1,685	0,438	-0,707	0,971	1,645	0,976
		différence	-3,570	0,007	-3,873	0,014	-1,791	0,070
	Ottawa-Gat.	niveau	-1,435	0,565	-0,906	0,953	1,798	0,983
		différence	-3,790	0,003	-3,988	0,010	-1,466	0,133
	Toronto	niveau	-1,316	0,623	-1,259	0,896	1,488	0,966
		différence	-3,212	0,020	-3,373	0,057	-1,302	0,178
	Hamilton	niveau	-1,316	0,623	-1,259	0,896	1,488	0,966
		différence	-3,212	0,020	-3,373	0,057	-1,302	0,178
	Winnipeg	niveau	-2,129	0,233	0,344	0,999	1,692	0,978
		différence	-9,915	0,000	-20,551	0,000	-1,566	0,110
	Calgary	niveau	-1,026	0,745	-1,492	0,831	2,429	0,997
		différence	-4,325	0,001	-4,383	0,003	-1,987	0,045
	Edmonton	niveau	-0,778	0,824	-1,644	0,774	2,051	0,991
		différence	-5,169	0,000	-5,185	0,000	-1,693	0,086
Vancouver	niveau	-1,673	0,444	-1,404	0,859	1,015	0,919	
	différence	-2,575	0,099	-2,921	0,157	-1,161	0,224	

Variable	Région		Avec constante		Avec constante et tendance		Sans constante ni tendance	
			Stat. ADF	Valeur P	Stat. ADF	Valeur P	Stat. ADF	Valeur P
IPLN / IPC	Canada	niveau	-3,581	0,007	-3,154	0,096	-1,772	0,073
		différence	-4,849	0,000	-5,232	0,000	-4,671	0,000
	Halifax	niveau	-4,538	0,000	-1,892	0,656	-4,318	0,000
		différence	-18,199	0,000	-19,098	0,000	-17,573	0,000
	Québec	niveau	-3,063	0,030	-2,633	0,266	-0,083	0,655
		différence	-2,395	0,144	-2,610	0,276	-2,403	0,016
	Montréal	niveau	-3,564	0,007	-3,591	0,032	0,693	0,865
		différence	-4,642	0,000	-4,643	0,001	-4,556	0,000
	Ottawa-Gat.	niveau	-1,772	0,394	-2,857	0,178	-0,114	0,644
		différence	-4,229	0,001	-4,222	0,005	-4,234	0,000
	Toronto	niveau	-2,590	0,096	-3,382	0,055	-0,523	0,490
		différence	-3,844	0,003	-3,840	0,016	-3,848	0,000
	Hamilton	niveau	-3,169	0,023	-3,195	0,087	-0,766	0,384
		différence	-2,613	0,091	-2,804	0,197	-2,592	0,010
	Winnipeg	niveau	-1,470	0,548	-3,565	0,034	-0,399	0,540
		différence	-3,804	0,003	-3,827	0,016	-3,806	0,000
	Calgary	niveau	-2,002	0,286	-2,223	0,475	0,202	0,745
		différence	-4,916	0,000	-4,921	0,000	-4,897	0,000
	Edmonton	niveau	-1,315	0,624	-2,305	0,430	-0,023	0,675
		différence	-6,701	0,000	-6,742	0,000	-6,706	0,000
Vancouver	niveau	-1,263	0,648	-3,685	0,025	-0,817	0,362	
	différence	-7,244	0,000	-7,254	0,000	-7,234	0,000	

Variable	Région		Avec constante		Avec constante et tendance		Sans constante ni tendance	
			Stat. ADF	Valeur P	Stat. ADF	Valeur P	Stat. ADF	Valeur P
TER / IPC	Canada	niveau	-2,992	0,037	-2,627	0,269	-1,631	0,097
		différence	-6,467	0,000	-6,637	0,000	-6,340	0,000
	Halifax	niveau	-1,464	0,551	-1,695	0,752	-0,099	0,649
		différence	-18,147	0,000	-18,122	0,000	-18,173	0,000
	Québec	niveau	-1,147	0,698	-2,029	0,583	0,417	0,803
		différence	-5,321	0,000	-5,304	0,000	-5,302	0,000
	Montréal	niveau	-1,477	0,545	-2,598	0,282	1,355	0,956
		différence	-5,617	0,000	-5,623	0,000	-5,364	0,000
	Ottawa-Gat.	niveau	-2,107	0,242	-2,899	0,164	-0,264	0,591
		différence	-4,740	0,000	-4,807	0,001	-4,747	0,000
	Toronto	niveau	-2,759	0,065	-2,996	0,135	-0,587	0,463
		différence	-3,759	0,004	-3,769	0,019	-3,762	0,000
	Hamilton	niveau	-3,424	0,011	-2,656	0,256	-3,665	0,000
		différence	-9,128	0,000	-18,318	0,000	-8,706	0,000
	Winnipeg	niveau	-2,358	0,155	-3,930	0,012	-0,227	0,604
		différence	-9,826	0,000	-9,927	0,000	-9,839	0,000
	Calgary	niveau	-2,357	0,155	-2,353	0,404	0,801	0,885
		différence	-5,570	0,000	-5,616	0,000	-5,458	0,000
	Edmonton	niveau	-2,728	0,070	-3,452	0,046	-0,307	0,575
		différence	-3,583	0,007	-3,620	0,029	-3,588	0,000
Vancouver	niveau	-1,821	0,370	-2,990	0,136	-0,707	0,410	
	différence	-7,361	0,000	-7,359	0,000	-7,363	0,000	

Variable	Région		Avec constante		Avec constante et tendance		Sans constante ni tendance	
			Stat. ADF	Valeur P	Stat. ADF	Valeur P	Stat. ADF	Valeur P
R90	Canada	niveau	-1,959	0,305	-2,697	0,239	-0,830	0,356
		différence	-6,196	0,000	-6,310	0,000	-6,204	0,000
TSX	Canada	niveau	-19,545	0,000	-19,636	0,000	-19,519	0,000
		différence	-9,605	0,000	-9,592	0,000	-9,618	0,000
VDETAIL / IPC	Canada	niveau	-0,370	0,911	-2,442	0,357	1,873	0,986
		différence	-4,716	0,000	-4,731	0,001	-4,273	0,000
	Montréal	niveau	0,357	0,981	-1,531	0,817	1,938	0,988
		différence	-4,265	0,001	-4,391	0,003	-3,803	0,000
	Toronto	niveau	-0,199	0,936	-2,281	0,443	1,853	0,985
		différence	-3,814	0,003	-3,846	0,015	-3,264	0,001
	Winnipeg	niveau	0,023	0,959	-1,337	0,877	1,824	0,984
		différence	-3,272	0,017	-3,372	0,057	-2,963	0,003
	Vancouver	niveau	-0,738	0,834	-2,876	0,172	1,331	0,954
		différence	-3,389	0,012	-3,363	0,058	-2,990	0,003



## ANNEXE D

## TABLEAUX DE RÉSULTATS COMPLÉMENTAIRES

Tableau D.1

**RÉPONSE DYNAMIQUE CUMULÉE DE IPLN À UN CHOC DE 1% SUR IPLN  
(RMR, Panel et Canada; modèle de référence)**

Horizon	HAL	QUE	MTL	OTG	TOR	HAM	WIN	CAL	EDM	VAN	PANEL	CANADA
1	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2	1,07	1,14	1,37	1,45	1,73	1,58	1,29	1,72	1,66	1,83	1,66	1,84
3	0,97	1,48	1,66	1,5	2,27	1,8	1,39	2,06	1,96	2,14	1,95	2,27
4	1,16	1,66	2	1,61	2,62	2,27	1,55	2,37	2,13	2,34	2,2	2,61
5	1,09	2,07	2,17	1,84	2,79	2,62	1,64	2,45	2,41	2,25	2,34	2,74
6	1,09	2,31	2,26	2,01	2,94	2,89	1,66	2,42	2,49	2,02	2,39	2,64
7	1,12	2,57	2,4	2,07	3,05	3,15	1,77	2,44	2,44	1,79	2,41	2,62
8	1,11	2,78	2,49	2,15	3,12	3,33	1,9	2,47	2,51	1,53	2,43	2,64
9	1,09	2,91	2,5	2,2	3,15	3,5	1,94	2,5	2,57	1,29	2,41	2,59
10	1,08	3,04	2,56	2,23	3,12	3,69	1,95	2,49	2,53	1,11	2,38	2,51
11	1,07	3,19	2,59	2,23	3,1	3,83	1,94	2,39	2,47	0,96	2,35	2,44
12	1,05	3,32	2,59	2,26	3,06	3,94	1,94	2,23	2,45	0,84	2,32	2,33
13	1,04	3,44	2,61	2,29	3,01	4,04	1,94	2,08	2,42	0,77	2,28	2,21
14	1,04	3,54	2,61	2,29	2,95	4,13	1,94	1,95	2,36	0,74	2,25	2,14
15	1,02	3,64	2,61	2,29	2,88	4,21	1,94	1,85	2,31	0,74	2,22	2,09
16	1,02	3,73	2,61	2,29	2,81	4,27	1,94	1,77	2,29	0,75	2,19	2,04
17	1,01	3,8	2,61	2,3	2,74	4,33	1,93	1,73	2,26	0,77	2,17	2,01
18	1	3,88	2,6	2,3	2,68	4,37	1,92	1,7	2,23	0,79	2,14	2
19	0,99	3,95	2,6	2,3	2,63	4,42	1,9	1,67	2,21	0,81	2,12	1,99
20	0,98	4,01	2,6	2,3	2,59	4,45	1,89	1,65	2,2	0,83	2,1	2

**Tableau D.2**

**RÉPONSE DYNAMIQUE CUMULÉE DE IPLN À UN CHOC DE 1% SUR HS  
(RMR, Panel et Canada; modèle de référence)**

<b>Horizon</b>	<b>HAL</b>	<b>QUE</b>	<b>MTL</b>	<b>OTG</b>	<b>TOR</b>	<b>HAM</b>	<b>WIN</b>	<b>CAL</b>	<b>EDM</b>	<b>VAN</b>	<b>PANEL</b>	<b>CANADA</b>
1	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,01	0,00	0,01	0,02	0,04	0,01	0,02
2	-0,01	0,00	0,02	0,02	0,03	0,01	0,01	0,02	0,03	0,06	0,01	0,04
3	0,00	0,01	0,04	0,02	0,04	0,02	0,01	0,04	0,05	0,08	0,02	0,05
4	0,00	0,01	0,05	0,03	0,05	0,03	0,02	0,06	0,07	0,09	0,03	0,06
5	0,00	0,01	0,05	0,04	0,05	0,04	0,02	0,07	0,07	0,11	0,03	0,07
6	0,00	0,01	0,06	0,04	0,06	0,04	0,02	0,06	0,07	0,11	0,03	0,06
7	0,00	0,02	0,06	0,04	0,06	0,04	0,02	0,06	0,07	0,1	0,03	0,07
8	0,00	0,02	0,06	0,05	0,06	0,05	0,03	0,05	0,06	0,09	0,03	0,07
9	0,00	0,02	0,06	0,05	0,07	0,05	0,03	0,05	0,06	0,08	0,03	0,07
10	0,00	0,02	0,07	0,05	0,07	0,05	0,03	0,05	0,06	0,07	0,03	0,07
11	0,00	0,03	0,07	0,05	0,07	0,05	0,03	0,05	0,06	0,06	0,03	0,08
12	0,00	0,03	0,07	0,05	0,07	0,06	0,03	0,05	0,06	0,06	0,03	0,08
13	0,00	0,03	0,07	0,05	0,07	0,06	0,03	0,05	0,06	0,05	0,03	0,08
14	0,00	0,03	0,07	0,05	0,06	0,06	0,03	0,05	0,05	0,05	0,03	0,08
15	0,00	0,03	0,07	0,05	0,06	0,06	0,03	0,05	0,05	0,05	0,03	0,08
16	0,00	0,03	0,07	0,05	0,06	0,06	0,03	0,05	0,05	0,05	0,03	0,08
17	0,00	0,03	0,07	0,05	0,06	0,07	0,03	0,05	0,05	0,05	0,03	0,08
18	0,00	0,03	0,07	0,05	0,06	0,07	0,03	0,05	0,05	0,05	0,03	0,09
19	0,00	0,03	0,07	0,05	0,06	0,07	0,03	0,05	0,05	0,05	0,03	0,09
20	0,00	0,03	0,07	0,05	0,06	0,07	0,03	0,05	0,05	0,05	0,03	0,09

**Tableau D.3**

**RÉPONSE DYNAMIQUE CUMULÉE DE IPLN À UN CHOC DE 1% SUR EMPLOI  
(RMR, Panel et Canada; modèle de référence)**

<b>Horizon</b>	<b>HAL</b>	<b>QUE</b>	<b>MTL</b>	<b>OTG</b>	<b>TOR</b>	<b>HAM</b>	<b>WIN</b>	<b>CAL</b>	<b>EDM</b>	<b>VAN</b>	<b>PANEL</b>	<b>CANADA</b>
1	-0,04	-0,05	0,25	0,10	0,24	0,11	-0,07	0,04	0,01	0,09	0,04	0,34
2	0,02	-0,05	0,29	0,16	0,37	0,11	-0,13	0,17	0,07	0,25	0,1	1,1
3	-0,01	-0,02	0,34	0,21	0,29	0,15	-0,16	0,21	0,19	0,56	0,17	1,41
4	0,02	0	0,48	0,21	0,46	0,18	-0,16	0,35	0,25	0,88	0,26	1,09
5	0,09	-0,07	0,5	0,27	0,79	0,19	-0,05	0,45	0,24	1,15	0,33	1,14
6	0,13	-0,07	0,47	0,31	1	0,24	-0,01	0,51	0,26	1,28	0,36	1,29
7	0,17	-0,06	0,49	0,32	1,1	0,27	-0,06	0,57	0,26	1,17	0,37	1,23
8	0,19	-0,05	0,5	0,34	1,22	0,27	-0,08	0,6	0,23	0,87	0,37	1,26
9	0,17	-0,03	0,5	0,39	1,32	0,3	-0,04	0,57	0,21	0,59	0,36	1,18
10	0,17	-0,01	0,51	0,42	1,31	0,33	-0,02	0,52	0,19	0,4	0,35	0,77
11	0,17	0,01	0,53	0,42	1,3	0,34	0,01	0,48	0,16	0,25	0,33	0,31
12	0,17	0,02	0,53	0,45	1,31	0,36	0,05	0,44	0,13	0,15	0,32	-0,09
13	0,18	0,03	0,53	0,46	1,3	0,38	0,09	0,4	0,09	0,08	0,31	-0,54
14	0,19	0,04	0,53	0,46	1,26	0,4	0,11	0,36	0,07	0,05	0,29	-0,95
15	0,19	0,06	0,52	0,47	1,24	0,42	0,12	0,32	0,05	0,02	0,28	-1,26
16	0,19	0,07	0,52	0,48	1,23	0,43	0,15	0,29	0,03	0,01	0,27	-1,55
17	0,19	0,08	0,51	0,48	1,2	0,44	0,17	0,27	0,01	0	0,26	-1,8
18	0,19	0,1	0,51	0,48	1,18	0,46	0,2	0,25	0	0,01	0,25	-1,97
19	0,19	0,11	0,51	0,49	1,16	0,47	0,22	0,24	-0,01	0,02	0,24	-2,07
20	0,20	0,12	0,51	0,49	1,15	0,48	0,24	0,23	-0,02	0,03	0,23	-2,12

**Tableau D.4**

**RÉPONSE DYNAMIQUE CUMULÉE DE IPLN À UN CHOC DE 1% SUR R90  
(RMR, Panel et Canada; modèle de référence)**

<b>Horizon</b>	<b>HAL</b>	<b>QUE</b>	<b>MTL</b>	<b>OTG</b>	<b>TOR</b>	<b>HAM</b>	<b>WIN</b>	<b>CAL</b>	<b>EDM</b>	<b>VAN</b>	<b>PANEL</b>	<b>CANADA</b>
1	-0,10	-0,07	-0,02	0,09	0,20	-0,15	0,07	0,30	0,00	0,10	0,06	0,09
2	-0,09	-0,21	-0,12	0,07	0,15	-0,35	0,05	0,38	-0,02	-0,73	-0,04	-0,16
3	0,00	-0,25	-0,18	0,16	0,07	-0,53	0,03	0,31	-0,09	-1,21	-0,1	-0,47
4	-0,02	-0,38	-0,32	0,04	-0,42	-0,85	-0,1	0,02	-0,45	-1,19	-0,28	-0,91
5	-0,04	-0,57	-0,46	-0,02	-0,68	-1,04	-0,16	-0,26	-0,67	-1,27	-0,42	-1,34
6	0,04	-0,64	-0,52	0,01	-0,83	-1,19	-0,13	-0,43	-0,78	-1,24	-0,46	-1,58
7	0,06	-0,7	-0,62	0,09	-0,95	-1,32	-0,11	-0,53	-0,84	-1,11	-0,5	-1,78
8	0,06	-0,78	-0,68	0,15	-0,98	-1,39	-0,06	-0,6	-0,95	-1,03	-0,54	-1,98
9	0,08	-0,81	-0,7	0,18	-1,02	-1,47	-0,01	-0,7	-1,01	-1,03	-0,57	-2,15
10	0,08	-0,83	-0,72	0,22	-1,03	-1,53	0,01	-0,85	-1,04	-1,1	-0,6	-2,31
11	0,08	-0,88	-0,76	0,24	-1,04	-1,56	0,02	-1,04	-1,14	-1,18	-0,63	-2,49
12	0,08	-0,92	-0,78	0,27	-1,03	-1,59	0,04	-1,2	-1,24	-1,17	-0,67	-2,62
13	0,09	-0,93	-0,8	0,29	-0,97	-1,6	0,08	-1,32	-1,29	-1,1	-0,69	-2,72
14	0,10	-0,96	-0,82	0,32	-0,9	-1,6	0,11	-1,41	-1,32	-1,04	-0,71	-2,79
15	0,11	-0,99	-0,84	0,33	-0,81	-1,58	0,14	-1,45	-1,36	-0,98	-0,73	-2,83
16	0,12	-1,01	-0,85	0,33	-0,69	-1,55	0,17	-1,47	-1,39	-0,91	-0,74	-2,85
17	0,12	-1,04	-0,86	0,33	-0,56	-1,51	0,19	-1,47	-1,39	-0,85	-0,76	-2,86
18	0,13	-1,06	-0,87	0,34	-0,42	-1,46	0,21	-1,48	-1,4	-0,81	-0,77	-2,85
19	0,13	-1,08	-0,88	0,34	-0,29	-1,41	0,23	-1,47	-1,41	-0,77	-0,77	-2,82
20	0,14	-1,1	-0,88	0,34	-0,15	-1,36	0,25	-1,47	-1,41	-0,72	-0,78	-2,79

**Tableau D.5**

**RÉPONSE DYNAMIQUE CUMULÉE DE IPLN À UN CHOC DE 1% SUR IPC  
(RMR, Panel et Canada; modèle de référence)**

<b>Horizon</b>	<b>HAL</b>	<b>QUE</b>	<b>MTL</b>	<b>OTG</b>	<b>TOR</b>	<b>HAM</b>	<b>WIN</b>	<b>CAL</b>	<b>EDM</b>	<b>VAN</b>	<b>PANEL</b>	<b>CANADA</b>
1	-0,96	-0,85	-0,63	-0,67	-0,03	-0,50	-0,87	-1,08	-0,87	-0,37	-0,78	-0,70
2	-1,24	-1,14	-0,75	-0,73	0,39	0,05	-0,81	-1,11	-0,88	0,49	-0,78	-0,97
3	-1,74	-1,35	-0,74	-0,8	0,74	0,6	-0,67	-1,04	-0,89	1,4	-0,72	-1,05
4	-1,83	-1,51	-0,74	-0,67	1,21	0,77	-0,75	-1,22	-1,1	0,99	-0,77	-1,09
5	-1,87	-1,62	-0,64	-0,29	1,26	0,98	-0,72	-1,28	-1,39	0,24	-0,84	-1,29
6	-1,99	-1,66	-0,53	-0,04	1,15	1,14	-0,67	-1,54	-1,54	-0,67	-0,96	-1,73
7	-2,02	-1,55	-0,41	0,17	1,11	1,21	-0,75	-1,83	-1,72	-1,68	-1,07	-2,19
8	-2,17	-1,53	-0,39	0,18	0,52	1,2	-0,94	-2,32	-2,21	-2,81	-1,32	-2,7
9	-2,27	-1,58	-0,4	0,18	-0,14	1,18	-1,14	-2,83	-2,56	-3,71	-1,6	-3,31
10	-2,30	-1,55	-0,33	0,27	-0,86	1,06	-1,23	-3,13	-2,76	-4,26	-1,79	-3,79
11	-2,36	-1,49	-0,32	0,42	-1,59	0,93	-1,32	-3,39	-2,98	-4,56	-1,97	-4,18
12	-2,37	-1,46	-0,34	0,48	-2,23	0,87	-1,36	-3,56	-3,21	-4,73	-2,17	-4,57
13	-2,38	-1,41	-0,32	0,52	-2,88	0,74	-1,38	-3,67	-3,34	-4,81	-2,35	-4,88
14	-2,40	-1,33	-0,3	0,59	-3,41	0,58	-1,44	-3,79	-3,41	-4,84	-2,51	-5,09
15	-2,44	-1,27	-0,32	0,64	-3,91	0,44	-1,5	-3,91	-3,53	-4,83	-2,67	-5,26
16	-2,47	-1,21	-0,32	0,67	-4,37	0,3	-1,56	-4	-3,63	-4,77	-2,83	-5,38
17	-2,50	-1,14	-0,32	0,72	-4,74	0,16	-1,6	-4,07	-3,68	-4,71	-2,97	-5,43
18	-2,52	-1,06	-0,32	0,77	-5,07	0,02	-1,64	-4,12	-3,72	-4,66	-3,1	-5,45
19	-2,53	-0,99	-0,33	0,81	-5,33	-0,12	-1,66	-4,12	-3,77	-4,62	-3,23	-5,45
20	-2,53	-0,91	-0,33	0,83	-5,53	-0,25	-1,67	-4,11	-3,79	-4,58	-3,35	-5,42

**Tableau D.6**

**RÉPONSE DYNAMIQUE CUMULÉE DE IPLN À UN CHOC DE 1% SUR CC  
(RMR, Panel et Canada; modèle de référence)**

<b>Horizon</b>	<b>HAL</b>	<b>QUE</b>	<b>MTL</b>	<b>OTG</b>	<b>TOR</b>	<b>HAM</b>	<b>WIN</b>	<b>CAL</b>	<b>EDM</b>	<b>VAN</b>	<b>PANEL</b>	<b>CANADA</b>
1	-0,05	0,02	0,04	-0,02	0,14	0,11	0,19	0,01	0,08	-0,40	0,06	0,24
2	-0,22	0,08	0,06	-0,02	0	0,01	0,29	-0,06	0,08	-0,83	0,06	0,28
3	-0,26	0,07	0,15	0,04	0,04	0,05	0,37	-0,23	0,06	-1,01	0,08	0,36
4	-0,24	0,05	0,14	0,11	0,03	0,11	0,4	-0,26	0,02	-1,14	0,1	0,4
5	-0,20	0,12	0,23	0,17	-0,13	-0,01	0,54	-0,22	0,02	-1,45	0,1	0,31
6	-0,15	0,13	0,27	0,22	-0,09	-0,02	0,55	-0,33	-0,03	-1,74	0,1	0,21
7	-0,18	0,13	0,26	0,22	-0,07	-0,03	0,53	-0,47	-0,13	-1,85	0,08	0,14
8	-0,23	0,18	0,27	0,25	-0,09	-0,1	0,51	-0,6	-0,18	-1,93	0,05	0,07
9	-0,22	0,23	0,29	0,27	-0,08	-0,11	0,5	-0,71	-0,2	-1,92	0,02	0,03
10	-0,24	0,27	0,29	0,27	-0,07	-0,09	0,49	-0,74	-0,24	-1,8	-0,01	0,01
11	-0,25	0,29	0,29	0,29	-0,08	-0,13	0,49	-0,76	-0,27	-1,66	-0,05	-0,03
12	-0,23	0,31	0,3	0,3	-0,12	-0,15	0,5	-0,76	-0,29	-1,51	-0,1	-0,08
13	-0,24	0,34	0,3	0,3	-0,15	-0,16	0,5	-0,76	-0,31	-1,38	-0,15	-0,11
14	-0,24	0,36	0,3	0,31	-0,17	-0,19	0,49	-0,77	-0,34	-1,29	-0,19	-0,13
15	-0,25	0,39	0,3	0,32	-0,2	-0,21	0,48	-0,78	-0,37	-1,22	-0,23	-0,16
16	-0,26	0,42	0,3	0,32	-0,22	-0,23	0,46	-0,81	-0,38	-1,16	-0,28	-0,17
17	-0,27	0,45	0,3	0,32	-0,23	-0,25	0,46	-0,83	-0,39	-1,13	-0,31	-0,18
18	-0,27	0,47	0,3	0,32	-0,24	-0,26	0,45	-0,84	-0,41	-1,11	-0,35	-0,19
19	-0,27	0,5	0,3	0,33	-0,25	-0,28	0,45	-0,84	-0,41	-1,09	-0,39	-0,2
20	-0,27	0,52	0,29	0,33	-0,26	-0,29	0,44	-0,83	-0,42	-1,09	-0,42	-0,21

**Tableau D.7**

**RÉPONSE DYNAMIQUE CUMULÉE DE IPLN À UN CHOC DE 1% SUR TER  
(RMR, Panel et Canada; modèle VAR à 7 variables avec TER)**

<b>Horizon</b>	<b>HAL</b>	<b>QUE</b>	<b>MTL</b>	<b>OTG</b>	<b>TOR</b>	<b>HAM</b>	<b>WIN</b>	<b>CAL</b>	<b>EDM</b>	<b>VAN</b>	<b>PANEL</b>	<b>CANADA</b>
1	0,46	0,25	0,26	0,49	0,54	0,41	0,28	0,53	0,46	0,67	0,50	0,51
2	0,53	0,29	0,4	0,84	0,87	0,57	0,27	1,03	0,87	1,2	0,85	0,95
3	0,52	0,33	0,65	0,86	1,15	0,38	0,16	1,35	1,01	1,4	0,97	1,2
4	0,62	0,28	0,74	1,02	1,41	0,27	0,2	1,64	1,19	1,46	1,03	1,42
5	0,57	0,29	0,81	1,19	1,57	0,19	0,16	1,75	1,45	1,31	1,03	1,56
6	0,53	0,24	0,88	1,31	1,67	0,12	0,2	1,8	1,66	1,13	1	1,51
7	0,49	0,24	0,92	1,36	1,72	0,11	0,25	1,89	1,77	0,92	0,97	1,35
8	0,43	0,23	0,93	1,42	1,72	0,12	0,25	1,95	1,86	0,59	0,94	1,18
9	0,43	0,25	0,91	1,54	1,7	0,13	0,24	2,02	1,99	0,31	0,9	1
10	0,41	0,28	0,91	1,6	1,66	0,11	0,23	2,07	2,03	0,14	0,85	0,81
11	0,39	0,31	0,9	1,64	1,6	0,1	0,25	2,04	2,02	0,07	0,82	0,65
12	0,38	0,33	0,89	1,67	1,56	0,09	0,28	1,97	2,01	0,11	0,78	0,51
13	0,35	0,37	0,89	1,71	1,53	0,08	0,3	1,89	2,01	0,17	0,75	0,36
14	0,34	0,4	0,89	1,74	1,5	0,09	0,31	1,8	1,99	0,25	0,72	0,23
15	0,33	0,43	0,88	1,75	1,48	0,1	0,32	1,73	1,95	0,36	0,7	0,13
16	0,30	0,46	0,89	1,78	1,47	0,11	0,33	1,67	1,91	0,47	0,68	0,06
17	0,29	0,5	0,89	1,79	1,47	0,11	0,33	1,63	1,87	0,55	0,66	0,02
18	0,27	0,53	0,89	1,8	1,48	0,11	0,33	1,59	1,82	0,59	0,64	0,02
19	0,25	0,56	0,9	1,81	1,5	0,11	0,33	1,57	1,75	0,58	0,62	0,05
20	0,24	0,6	0,9	1,82	1,54	0,12	0,33	1,55	1,7	0,56	0,61	0,1

**Tableau D.8**

**RÉPONSE DYNAMIQUE CUMULÉE DE IPLN À UN CHOC SUR TSX  
(RMR, Panel et Canada; modèle de référence)**

<b>Horizon</b>	<b>HAL</b>	<b>QUE</b>	<b>MTL</b>	<b>OTG</b>	<b>TOR</b>	<b>HAM</b>	<b>WIN</b>	<b>CAL</b>	<b>EDM</b>	<b>VAN</b>	<b>PANEL</b>	<b>CANADA</b>
1	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	-0,01	-0,01	0,01	0,06	0,01	0,02
2	0,01	0,03	0,04	0,03	0,06	0,01	-0,02	0	0,04	0,15	0,03	0,07
3	-0,01	0,02	0,07	0,11	0,09	0,02	-0,01	0,05	0,07	0,2	0,06	0,11
4	-0,02	0,02	0,1	0,17	0,12	0,04	0	0,06	0,07	0,27	0,07	0,15
5	-0,03	0,01	0,11	0,21	0,14	0,05	0,01	0,09	0,08	0,29	0,08	0,15
6	-0,04	0	0,12	0,23	0,16	0,07	0,01	0,12	0,08	0,29	0,09	0,16
7	-0,05	-0,02	0,12	0,24	0,18	0,08	0,01	0,13	0,07	0,29	0,09	0,15
8	-0,05	-0,03	0,11	0,26	0,21	0,1	0	0,14	0,06	0,26	0,08	0,15
9	-0,06	-0,04	0,11	0,27	0,23	0,11	-0,01	0,14	0,04	0,21	0,08	0,15
10	-0,06	-0,04	0,1	0,27	0,25	0,12	-0,01	0,14	0,03	0,15	0,07	0,15
11	-0,07	-0,04	0,1	0,28	0,26	0,13	-0,01	0,14	0,01	0,09	0,07	0,14
12	-0,07	-0,04	0,1	0,28	0,26	0,14	-0,01	0,11	-0,01	0,03	0,06	0,13
13	-0,08	-0,03	0,1	0,28	0,26	0,15	-0,01	0,09	-0,02	-0,01	0,06	0,11
14	-0,08	-0,03	0,11	0,28	0,24	0,15	-0,01	0,07	-0,04	-0,05	0,05	0,09
15	-0,08	-0,02	0,11	0,28	0,22	0,15	-0,02	0,04	-0,06	-0,07	0,05	0,07
16	-0,08	-0,01	0,1	0,28	0,2	0,15	-0,02	0,02	-0,07	-0,08	0,05	0,06
17	-0,07	0	0,1	0,28	0,18	0,14	-0,02	0	-0,08	-0,08	0,05	0,05
18	-0,07	0,01	0,1	0,28	0,16	0,14	-0,02	-0,01	-0,09	-0,07	0,05	0,04
19	-0,07	0,01	0,1	0,28	0,14	0,13	-0,02	-0,02	-0,1	-0,06	0,05	0,04
20	-0,07	0,02	0,1	0,28	0,12	0,13	-0,02	-0,03	-0,1	-0,05	0,05	0,04





Visitez notre page d'accueil à l'adresse suivante : [www.schl.ca](http://www.schl.ca)