



N° 62F0014MIB au catalogue

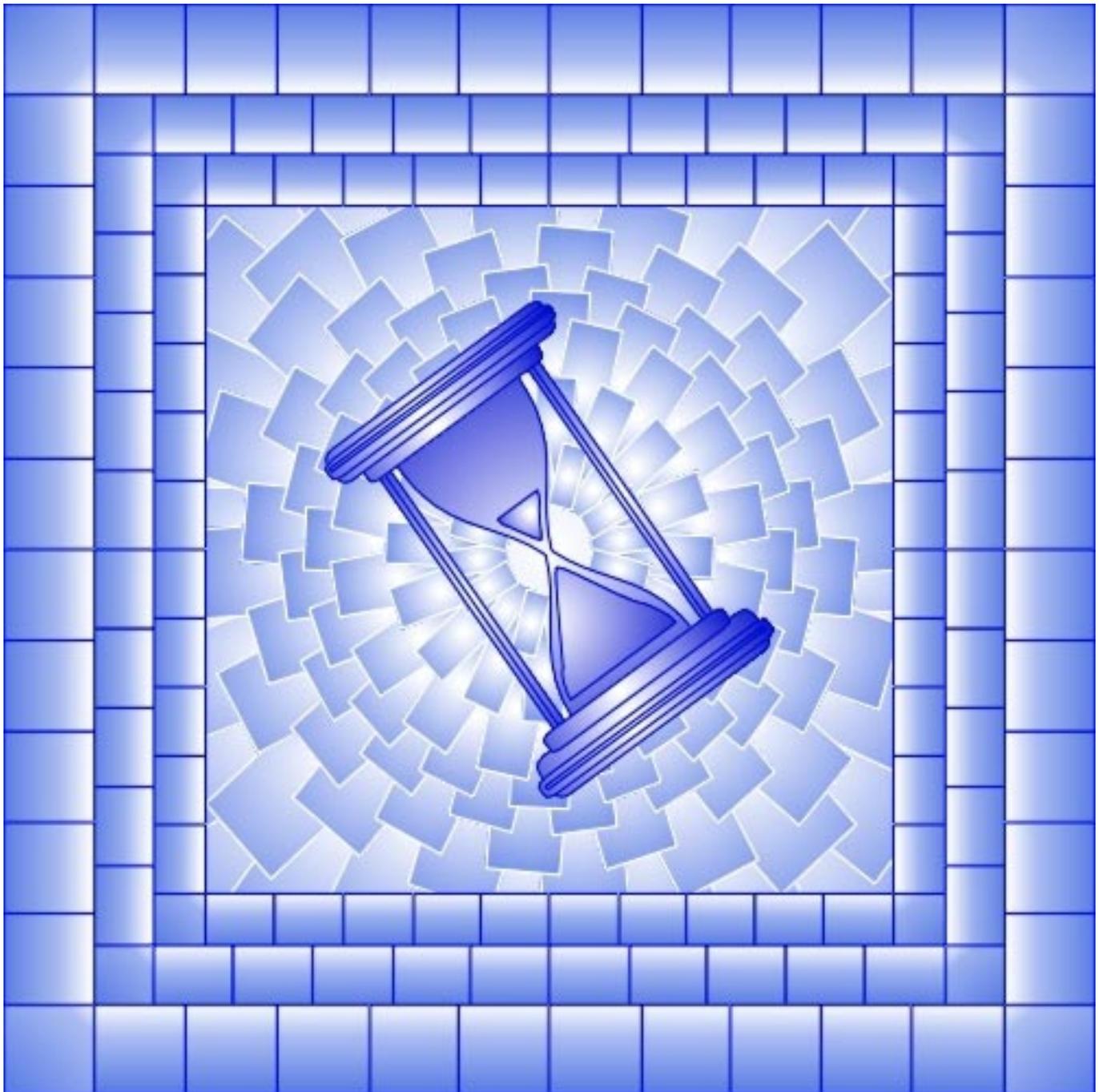
Série analytique

Division des prix

*L'effet sur l'IPC de la non-observation des prix des maisons dans
les régions rurales : une analyse de sensibilité*

Par Terri Markle

N° 8



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

*L'effet sur l'IPC de la non-observation des prix des maisons dans les régions
rurales : une analyse de sensibilité*

*Par Terri Markle
Division des prix, Statistique Canada*

*N° 62F0014MPB au catalogue, Série n° 8
ISBN : 0-660-59353-X
ISSN : 1206-2677*

13-D6, Immeuble Jean-Talon, Ottawa, K1A 0T6

Télécopieur : (613) 951-2848

Téléphone : (613) 951-9495

*Courrier électronique : **lowerob@statcan.ca**
markter@gte.net*

Ce document est disponible à www.statcan.ca/francais/freepub/62F0014MIB/free_f.htm

Juillet 1998

*Toutes les opinions émises par l'auteur de ce cahier ne reflètent pas nécessairement celles de la
Division des prix ou de Statistique Canada.*

English text on reverse side

Préface

La Division des prix a débuté la publication de la Série analytique en décembre 1996 afin de partager avec le public ses travaux de recherche sur les indices de prix entrepris par ses employés, et parfois par d'autres personnes à l'intérieur ou à l'extérieur de Statistique Canada.

Tous les travaux sont examinés par un groupe de spécialistes de Statistique Canada ou par des spécialistes externes. Les opinions émises par les auteurs de ces documents ne reflètent pas nécessairement celles de la Division des prix ou de Statistique Canada.

Les séries analytiques ont pour but de propager les connaissances et stimuler la discussion. Prière de faire parvenir toutes questions ou commentaires sur n'importe quel aspect de ces documents au directeur, Louis Marc Ducharme (courrier Internet : ducharl@statcan.ca; téléphone (613) 951-0688) ou au chef du Contrôle de la qualité, Robin Lowe (courrier Internet : lowerob@statcan.ca; téléphone (613) 951-9495) à la Division des prix, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Résumé

À la lumière d'un récent changement du champ d'observation de la population, la présente étude vise à déterminer s'il faut remettre en question l'intégrité de l'indice des prix à la consommation (IPC), selon le raisonnement qu'il ne tient pas explicitement compte des mouvements de prix des maisons rurales. L'auteur cherche à quantifier l'effet éventuel, à l'aide de divers régimes de données artificielles pour représenter les mouvements de prix des maisons en zones rurales. La structure des régimes permet d'analyser les différences entre les régions urbaines et rurales pour ce qui est de l'évolution des prix des maisons, ainsi que les différences de leurs niveaux cumulatifs d'indice des prix. Trois provinces ont été observées, soit Terre-Neuve, la Saskatchewan et la Colombie-Britannique, qui ont toutes de très grandes populations rurales. Les résultats de l'étude sont des indices mensuels pour la période d'observation : janvier 1986 à décembre 1994. La conclusion générale est que l'évolution du prix des maisons dans les régions rurales devrait être très différente du prix des maisons dans les régions urbaines pour avoir un effet sur le niveau d'ensemble de l'IPC. Cependant, lorsqu'il s'agit d'agrégats de niveau inférieur, la non-inclusion des prix des maisons rurales pourrait avoir un effet plus important. En outre, même lorsque les mouvements cumulatifs de prix des maisons pour les régions rurales et urbaines sont semblables, leurs différences d'évolution ont souvent un effet sur la tendance de l'IPC, surtout dans le cas des agrégats de niveau inférieur. On pourrait facilement en conclure que l'actuelle méthodologie de l'IPC est assez robuste pour s'appliquer à la population élargie, mais en s'appuyant purement sur des conjectures quant à la nature des mouvements de prix des maisons en zones rurales. Une deuxième phase de cette étude sera entreprise en but d'élaborer une méthodologie de construction des indices de prix pour les régions rurales.

TABLE DES MATIÈRES

	Page
1. Introduction	1
2. Méthodologie	2
3. Dérivation de l'indice synthétique des prix des logements neufs (IPLN)....	5
4. Description des simulations	8
5. Conclusions	11
6. Travaux futurs	17
 <u>Tableaux</u>	
Tableau 1 : Source des mouvements de prix utilisés dans les calculs d'indices.....	2
Tableau 2 : Représentation des quatre types de simulations utilisées.....	9
Tableau 3 : Différences extrêmes en points d'indice et en pourcentages entre les niveaux des IPLN urbain et total, par composante, décembre 1994	12
Tableau 4 : Différences requises entre les niveaux d'IPLN rural et urbain de décembre 1994 pour provoquer des différences relatives de 1 % et 2 % de l'indice d'ensemble	16
 <u>Figures</u>	
Figure 1 : Série de l'IPLN réel (maison et terrain) pour la Saskatchewan par contraste avec les séries de l'IPLN synthétiques «à taux de croissance constant»	5
Figure 2 : Série de l'IPLN réel (maison et terrain) pour la Saskatchewan par contraste avec les séries synthétiques produites selon diverses hypothèses de croissance	6
Figure 3 : Série de l'IPLN rural étalon (maison et terrain) pour la Saskatchewan	8
Figure 4 : Série de l'IPLN pour la Colombie-Britannique, 1986=100	10
Figure 5 : Série de l'IPLN pour Terre-Neuve, 1986=100	10
	Page

Figure 6 :	Série de l'IPLN pour la Saskatchewan, 1986=100	10
Figure 7 :	Indice du coût de remplacement pour la Colombie-Britannique dans les hypothèses : 1) augmentation de l'IPLN final (maison seulement)=30 et 2) tendance=«constante»	13
Figure 8 :	Indice du coût de remplacement pour la Colombie-Britannique dans les hypothèses : 1) augmentation de l'IPLN final (maison seulement)=30 et 2) tendance=«en progression»	13
Figure 9 :	Indice du coût de remplacement pour la Colombie-Britannique dans les hypothèses : 1) augmentation de l'IPLN final (maison seulement)=30 et 2) tendance=«en régression»	13
Figure 10 :	Indice du coût d'intérêt hypothécaire pour la Colombie-Britannique dans les hypothèses : 1) augmentation de l'IPLN final (maison et terrain)=30 et 2) tendance=«constante»	15
Figure 11 :	Indice du coût d'intérêt hypothécaire pour la Colombie-Britannique dans les hypothèses : 1) augmentation de l'IPLN final (maison et terrain)=30 et 2) tendance=«en progression»	15
Figure 12 :	Indice du coût d'intérêt hypothécaire pour la Colombie-Britannique dans les hypothèses : 1) augmentation de l'IPLN final (maison et terrain)=30 et 2) tendance=«en régression»	15

Tableaux en annexe

Tableau 1 :	Poids des dépenses selon l'Enquête de 1986 sur les dépenses des familles (valeurs)	19
Tableau 2 :	Poids des dépenses selon l'Enquête de 1986 sur les dépenses des familles (pourcentages)	20
Tableau 3 :	Poids des dépenses selon l'Enquête de 1986 sur les dépenses des familles (normalisations à l'égard des totaux provinciaux)	21
Tableau 4a :	Niveaux de l'indice du coût de remplacement de l'IPC en décembre 1994 pour la Colombie-Britannique, poids des dépenses = 0,814 (urbain) : 0,186 (rural)	23

	Page
Tableau 4b : Niveaux de l'indice du coût d'intérêt hypothécaire de l'IPC en décembre 1994 pour la Colombie-Britannique, poids des dépenses = 0,809 (urbain) : 0,191 (rural)	23
Tableau 4c : Niveaux de l'indice du logement en propriété de l'IPC en décembre 1994 pour la Colombie-Britannique, poids des dépenses = 0,723 (urbain) : 0,277 (rural)	24
Tableau 4d : Niveaux de l'indice d'ensemble de l'IPC en décembre 1994 pour la Colombie-Britannique, poids des dépenses = 0,775 (urbain) : 0,225 (rural)	24
Tableau 5a : Niveaux de l'indice du coût de remplacement de l'IPC en décembre 1994 pour Terre-Neuve, poids des dépenses = 0,272 (urbain) : 0,728 (rural)	25
Tableau 5b : Niveaux de l'indice du coût d'intérêt hypothécaire de l'IPC en décembre 1994 pour Terre-Neuve, poids des dépenses = 0,489 (urbain) : 0,511 (rural)	25
Tableau 5c : Niveaux de l'indice du logement en propriété de l'IPC en décembre 1994 pour Terre-Neuve, poids des dépenses = 0,346 (urbain) : 0,654 (rural)	26
Tableau 5d : Niveaux de l'indice d'ensemble de l'IPC en décembre 1994 pour Terre-Neuve, poids des dépenses = 0,344 (urbain) : 0,657 (rural)	26
Tableau 6a : Niveaux de l'indice du coût de remplacement de l'IPC en décembre 1994 pour la Saskatchewan, poids des dépenses = 0,444 (urbain) : 0,556 (rural)	27
Tableau 6b : Niveaux de l'indice du coût d'intérêt hypothécaire de l'IPC en décembre 1994 pour la Saskatchewan, poids des dépenses = 0,613 (urbain) : 0,387 (rural)	27
Tableau 6c : Niveaux de l'indice du logement en propriété de l'IPC en décembre 1994 pour la Saskatchewan, poids des dépenses = 0,507 (urbain) : 0,493 (rural)	28
Tableau 6d : Niveaux de l'indice d'ensemble de l'IPC en décembre 1994 pour la Saskatchewan, poids des dépenses = 0,473 (urbain) : 0,527 (rural)	28

1. Introduction^{1,2}

En même temps que la dernière mise à jour du panier de l'indice des prix à la consommation (IPC), le champ d'observation de l'IPC a été augmenté pour y inclure la population canadienne des régions rurales et des petites villes. Auparavant, la population cible était celle des centres urbains de 30 000 habitants et plus. Certains ont exprimé un doute que les estimations de l'IPC pour les prix des maisons au niveau des provinces ne soient plus représentatives de la population à laquelle elles s'appliquent. Ce doute n'est valide que dans la mesure où les mouvements de prix dans les régions rurales, qui ne sont pas effectivement saisis, diffèrent de ceux des régions urbaines.

Les mouvements de prix des maisons sont mesurés par la série de l'indice des prix des logements neufs (IPLN). Ces données entrent dans les calculs de l'IPC par trois de ses composantes : coût d'intérêt hypothécaire, coût de remplacement et primes d'assurance. Il n'existe pas de série IPLN correspondante pour les régions rurales³.

Le principal objectif de l'étude actuelle est de quantifier l'effet éventuel sur les estimations de l'IPC au niveau provincial de la non-prise en compte explicite des mouvements de prix des maisons neuves dans les régions rurales. Pour atteindre cet objectif, différents scénarios de variation de prix des maisons dans les régions rurales ont été établis. Par la suite, nous avons créé une série de l'IPLN synthétique pour les régions rurales, en fonction de chaque scénario envisagé. Ces données de l'IPLN synthétique ont alors servi à produire un IPC «simulé» représentant l'ensemble de la population (rurale et urbaine). Les simulations ont été effectuées pour trois provinces, soit la Colombie-Britannique, la Saskatchewan et Terre-Neuve, à l'aide des indices mensuels (1986=100) pour la période de janvier 1986 à décembre 1994. La période d'observation ne couvre qu'un seul panier de l'IPC, et a été choisie pour éviter les complications supplémentaires de l'enchaînement.

Bien que de nombreuses questions intéressantes peuvent être suggérées par le thème central de cette étude, l'emphase ici est limitée à certaines questions très précises. L'essentiel est d'avoir une idée de ce que devrait être l'ampleur des différences entre les mouvements de prix des maisons en zones urbaine et rurale avant de remettre en question la représentativité de l'IPC, selon sa définition actuelle.

¹ Une version antérieure de cette communication a été présentée à la réunion du Comité consultatif de la mesure des prix, Statistique Canada, 13-14 mai 1996.

² L'auteur tient à remercier de leurs contributions Neil Willems, à qui elle est redevable d'un logiciel complexe pour la production des résultats de cette étude, et Hugh Scobie, qui lui a fourni de précieuses données de contexte. Elle remercie également de leurs commentaires et suggestions utiles sur une version antérieure de ce document : Louis Marc Ducharme, Yoon Hwang, Gaston Levesque, Gail Logan, Robin Lowe, Margaret Parlor, Marc Prud'homme et Bohdan Schultz. L'auteur assume l'entière responsabilité de toutes erreurs.

³ En effet, la série de l'IPLN n'est pas produite pour plusieurs villes urbaines (p. ex. Kingston (Ontario)), c'est pourquoi les régions rurales dans le contexte de cette communication englobent ces villes également.

Le contenu de ce document sera présenté dans l'ordre suivant. La section qui suit décrit brièvement la méthodologie de base qui a servi à générer la série simulée de l'IPC, y compris la façon dont les pondérations des dépenses ont été dérivées, ainsi que le mode de calcul des sous-indices. La section 3 traitera de l'approche générale de la dérivation de la série de l'IPLN synthétique, selon les diverses hypothèses. La nature des simulations sera expliquée à la section 4. Les résultats et certaines de leurs incidences seront présentés à la section 5. La section 6 conclut la discussion.

2. Méthodologie

L'approche de base pour les simulations commence par l'hypothèse simplificatrice selon laquelle une province a deux strates : une qui englobe toutes les régions urbaines, et l'autre qui englobe toutes les régions rurales. Trois versions de l'IPC correspondant à cette répartition géographique pourraient être produites: un indice **urbain**, un indice **rural** et un indice **total** pour l'ensemble de la province. Le tableau 1 énumère toutes les catégories de produits dont les mouvements de prix ont été utilisés explicitement dans les calculs de l'indice. Aux fins de ce papier, les mouvements de prix dans les régions urbaines, $P_{t/86}^{\text{urbain}}$, sont définis comme les mouvements de prix de l'IPC officiels, sans enchaînement. Les mouvements de prix pour les strates rurales, $P_{t/86}^{\text{rural}}$, ont été imputés à partir des mouvements des strates urbaines pour tous les groupes de produits, sauf le coût d'intérêt hypothécaire et le coût de remplacement. Pour ces dernières composantes, les indices pour les strates rurales ont été calculés à l'aide des données de l'IPLN synthétique.

Tableau 1 : Source des mouvements de prix utilisés dans les calculs d'indices

Catégorie de produits	Indice urbain ($P_{t/86}^{\text{urbain}}$)	Indice rural ($P_{t/86}^{\text{rural}}$)
Aliments	officiel	imputé de l'indice urbain
Habitation :	--	--
Logement :	--	--
Logement principal :	--	--
Logement privé en location	officiel	imputé de l'indice urbain
Logement en propriété :	--	--
Réparations et entretien	officiel	imputé de l'indice urbain
Charges de copropriété	officiel	imputé de l'indice urbain
Impôts fonciers	officiel	imputé de l'indice urbain
Primes d'assurance	officiel	imputé de l'indice urbain
Coût d'intérêt hypothécaire	officiel	simulé
Coût de remplacement	officiel	simulé
Autres dépenses	officiel	imputé de l'indice urbain
Eau, combustible et électricité	officiel	imputé de l'indice urbain
Autres logements	officiel	imputé de l'indice urbain
Dépenses du ménage	officiel	imputé de l'indice urbain
Mobilier, équipement, etc. du ménage	officiel	imputé de l'indice urbain
Habillement	officiel	imputé de l'indice urbain
Transports	officiel	imputé de l'indice urbain
Santé et soins personnels	officiel	imputé de l'indice urbain
Loisirs, formation et lecture	officiel	imputé de l'indice urbain
Tabac et alcool	officiel	imputé de l'indice urbain

Les indices agrégés (p. ex. logement en propriété, indice d'ensemble) pour les strates rurale et urbaine sont des indices directs de Laspeyres, donnés par (1) et (2).

$$\text{Rural :} \quad \hat{P}_{t/86}^{\text{rural}} = \sum w^{\text{rural}} \cdot P_{t/86}^{\text{rural}} \quad (1)$$

$$\text{Urbain :} \quad \hat{P}_{t/86}^{\text{urbain}} = \sum w^{\text{urbain}} \cdot P_{t/86}^{\text{urbain}} \quad (2)$$

La sommation englobe tous les groupes de produits indiqués au tableau 1, à l'exception de l'habitation, du logement, du logement principal et du logement en propriété, dont la mention n'a d'autre objet qu'à titre de référence.

Les poids des dépenses, w^{rural} et w^{urbain} en (1) et (2), ont été dérivés conformément à (3) des valeurs du tableau 1 de l'annexe, que nous dénoterons v^{rural} et v^{urbain} . Ces dernières valeurs sont tirées de l'Enquête de 1986 sur les dépenses des familles, et ventilées par produit pour les régions rurales et les régions urbaines au tableau 1 de l'annexe. La valeur pour le coût de remplacement mérite une mention particulière, vu qu'elle a été estimée pour la région rurale d'une façon analogue à celle qui est typiquement dérivée pour l'IPC officiel⁴.

$$w^{\text{rural}} = \frac{v^{\text{rural}}}{\sum v^{\text{rural}}} \quad \text{et} \quad w^{\text{urbain}} = \frac{v^{\text{urbain}}}{\sum v^{\text{urbain}}} \quad (3)$$

où w^{rural} (w^{urbain}) représente la part d'une dépense rurale (urbaine) par rapport au total des dépenses rurales (urbaines). On peut trouver ces parts dans les colonnes étiquetées «urbain» et «rural» du tableau 2 de l'annexe, pour chacune des trois provinces.

Donc, pour l'ensemble de la province, nous avons l'indice de Laspeyres direct ci-après :

$$\text{Total :} \quad \hat{P}_{t/86}^{\text{prov.}} = \sum \frac{(w^{\text{rural}} \cdot \hat{P}_{t/86}^{\text{rural}} + w^{\text{urbain}} \cdot \hat{P}_{t/86}^{\text{urbain}})}{\sum (w^{\text{rural}} + w^{\text{urbain}})} \quad (4)$$

Cette formulation indique implicitement que l'indice provincial total est une moyenne pondérée des indices rural et urbain, donnée par (1) et (2). Encore là, la sommation porte sur l'ensemble des composantes apparaissant au tableau 1, pour lesquelles les sources des mouvements de prix sont précisées.

⁴ *Tout d'abord, on estime la valeur de 1986 des dépenses pour les maisons en propriété. Les valeurs déclarées à l'Enquête sur les dépenses des familles (réalisée en février 1987) sont déflatées selon le mouvement de l'IPLN de 1986 à février 1987. Cela a pour objet de compenser le fait que les répondants pensent typiquement en dollars courants. Ensuite, pour exclure le coût du terrain, on multiplie la valeur estimée des maisons en propriété par le ratio «maison : maison et terrain» pour la province. En fonction des données des villes urbaines, les ratios pour la Colombie-Britannique, Terre-Neuve et la Saskatchewan sont respectivement : 60,44, 82,08 et 82,04. Enfin, selon l'hypothèse où la dépréciation des maisons est dégressive à taux constant au cours de leur vie utile de 100 ans, on estime le coût de remplacement à 2 % de cette valeur.*

Les formulations pour les parts de dépenses en (4) sont données par la formule suivante :

$$W^{rural} = \frac{v^{rural}}{\sum (v^{urbain} + v^{rural})} \quad \text{et} \quad W^{urbain} = \frac{v^{urbain}}{\sum (v^{urbain} + v^{rural})} \quad (5)$$

où W^{rural} (W^{urbain}) représente la part d'une dépense rurale (urbaine) par rapport au total des dépenses rurales et urbaines. On peut trouver ces parts dans les colonnes étiquetées «urbain» et «rural» du tableau 3 de l'annexe, pour chacune des trois provinces.

Comme déjà mentionné, $P_{t/86}^{urbain}$ et $P_{t/86}^{rural}$ sont identiques dans les strates urbaine et rurale de chaque province pour toutes les composantes sauf pour le coût d'intérêt hypothécaire et le coût de remplacement. Les mouvements de prix pour ces dernières composantes ont été calculés à l'aide de la série de l'IPLN rural synthétique, tout en respectant le plus possible la méthodologie de l'IPC officiel. L'**indice du coût de remplacement** a trait à la partie d'un logement occupé par son propriétaire qui est présumée avoir été consommée. C'est simplement la série de l'IPLN sans le terrain. La série de l'IPLN (maison et terrain) est un important déterminant des mouvements de l'**indice du coût d'intérêt hypothécaire**, mais sa méthodologie est plutôt complexe et elle nécessite une explication légèrement plus détaillée.

L'indice du coût d'intérêt hypothécaire, $C_{t/b}$, est calculé comme suit :

$$C_{t/b} = I_{t/b} \cdot H_{t/b} \quad (6)$$

où $I_{t/b}$ est l'indice de l'intérêt hypothécaire, $H_{t/b}$ est l'indice du prix des logements et les t et b indiciaires représentent les périodes courante et de base, respectivement. Le calcul de l'indice de l'intérêt hypothécaire, $I_{t/b}$, comporte essentiellement des données sur les taux d'intérêt d'hypothèques ordinaires⁵. Dans cette étude, l'indice de l'intérêt hypothécaire pour la population «urbaine» sera tenu pour identique à celui de la population «rurale». L'indice du prix des logements, par contre, est formulé en tant que moyenne mobile sur 300 mois (ou 25 ans) des prix des logements.

$$H_{t/b} = \frac{\sum_g \bar{p}_{t-g} \cdot q_g / \sum_g q_g}{\sum_g \bar{p}_{b-g} \cdot q_g / \sum_g q_g} = \frac{\sum_g \bar{p}_{t-g} \cdot q_g}{\sum_g \bar{p}_{b-g} \cdot q_g} \quad (7)$$

où les \bar{p} représentent les niveaux moyens des prix des logements dans les périodes correspondantes, q_g représente la proportion du principal hypothécaire à payer qui est âgé de g mois, et g est l'âge de la dette hypothécaire en mois (où la plus vieille dette hypothécaire remonte à 25 ans avant la période de base), allant de 1 à 300.

⁵ Pour plus d'information sur la méthodologie de l'indice du coût d'intérêt hypothécaire, voir le *Document de référence de l'indice des prix à la consommation (Mise à jour fondée sur les dépenses de 1986)*, n° 62-553 au catalogue.

Selon la méthodologie de l'IPC officiel, un indice $H_{t/b}$ distinct a été calculé pour chaque strate urbaine pour la période d'observation. Les niveaux moyens des prix des logements, les \bar{p} , étaient fondés sur les données de l'IPLN pour la ville urbaine correspondante. Quant aux poids, il y a eu cinq différents jeux de q_g produits avec la mise à jour de 1986 de l'IPC : un pour chacune des cinq régions économiques.

Dans la présente étude, un seul $H_{t/b}$ a été calculé pour la population rurale dans une province donnée, à l'aide d'un ensemble unique de données de l'IPLN synthétique. Les poids, q_g , sont les mêmes que ceux dérivés pour la population urbaine dans une province donnée.

3. Dérivation de l'indice synthétique des prix des logements neufs (IPLN)

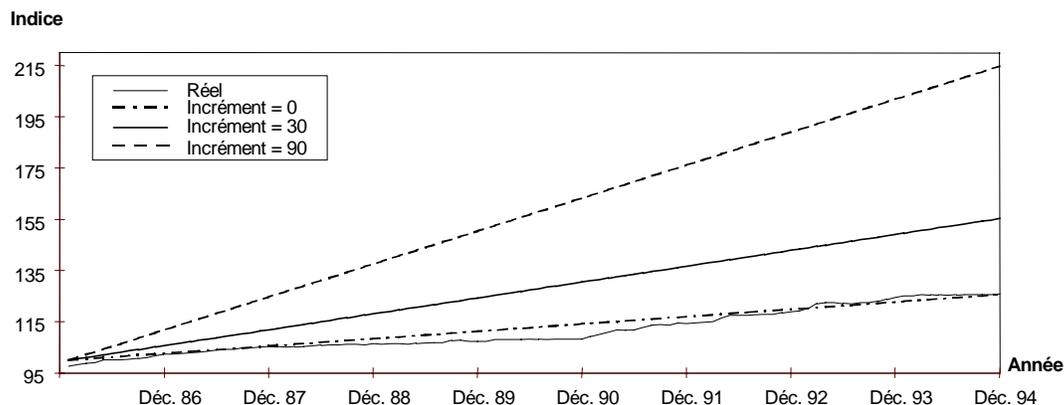
Malgré les nombreuses relations économiques qui existent entre les prix des maisons urbaines et rurales, cette étude n'était pas un exercice de modélisation économique. Les mouvements de la série de l'IPLN synthétique ont donc été dérivés de relations mathématiques plutôt que de relations économiques. Le point de départ pour la dérivation de la série synthétique pour la strate rurale dans une province donnée a consisté à analyser la série de l'IPLN correspondante pour la population urbaine dans la province.

En général, la série de l'IPLN rural synthétique est le fruit de la manipulation de deux attributs de la série de l'IPLN urbain : 1) la quantité cumulative de croissance en décembre 1994 par comparaison avec la série de l'IPLN urbain; et 2) les cheminements de l'indice sur la période d'observation de l'étude. Quatre cheminements pour les IPLN synthétiques ont été retenus : 1) un taux de croissance constant; 2) un taux de croissance progressif; 3) un taux de croissance régressif; et 4) un comportement «étalon». La raison de l'expérimentation des différents régimes est que les résultats de l'étude peuvent être influencés non seulement par la quantité absolue de divergence entre les IPLN urbain et rural synthétiques, mais aussi dans la mesure dans laquelle leurs cheminements respectifs divergent.

La figure 1 ci-après illustre la façon dont sont survenues les variations de la croissance cumulative.

La première série à remarquer dans la figure 1 est l'IPLN réel (maison et terrain) pour la

Figure 1 : Série de l'IPLN réel (maison et terrain) pour la Saskatchewan par contraste avec les séries de l'IPLN synthétiques «à taux de croissance constant»



La première série à remarquer dans la figure 1 est l'IPLN réel (maison et terrain) pour la Saskatchewan, ou la série étalon, qui a atteint un niveau final de 125,8 en décembre 1994. Chacune des trois autres séries de l'IPLN synthétique a été dérivée par la détermination de son niveau final, et l'ajout d'incrément de 0, 30 et 90 points d'indice, respectivement, à 125,8 (le niveau final atteint par l'IPLN réel). Ensuite, en supposant une valeur d'indice de départ de 100, et en tenant tous les mouvements mensuels pour égaux, on a pu générer la série synthétique en appliquant (8).

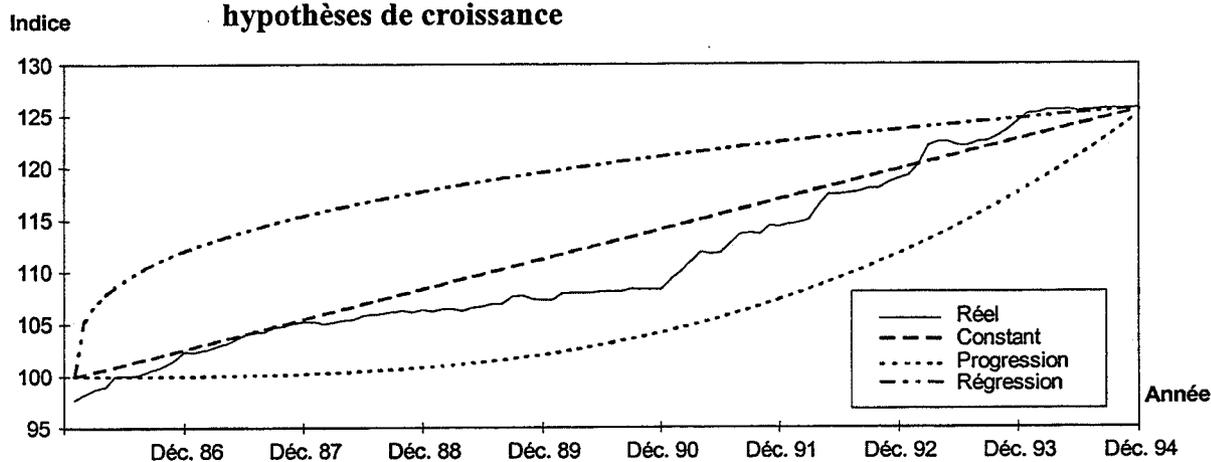
Constant :

$$P_{t/86}^{\text{rural}} = 100 + \Delta \cdot \left[\frac{t}{T} \right] \quad (8)$$

où Δ est la quantité totale de croissance cumulative réalisée par l'indice à la fin de la période d'observation⁶, t correspond au mois dans la période d'étude entre 0 et T , et T correspond au nombre total de mois dans la période d'observation moins un. (Dans ce cas, $T=108-1=107$.)

Pour ce qui est du cheminement de l'indice, un indice à taux de croissance progressif représente un extrême, où les mouvements de prix sont très négligeables en début de période et deviennent de plus en plus prononcés en se rapprochant de la fin de période. L'autre extrême est représenté par un indice à taux de croissance régressif, où les mouvements de prix sont très spectaculaires en début de période et s'amenuisent de plus en plus en fin de période. Le graphique suivant illustre la série de l'IPLN urbain (maison et terrain), ou la série étalon, pour la Saskatchewan, avec certains IPLN synthétiques correspondants qui sont associés aux trois autres hypothèses de taux de croissance. Dans cet exemple, on suppose que tous les IPLN synthétiques ont la même valeur en décembre 1994 que l'IPLN urbain et, de là, les quatre séries se croisent à une valeur de 125,8 dans le dernier mois.

Figure 2 : Série de l'IPLN réel (maison et terrain) pour la Saskatchewan par contraste avec les séries synthétiques produites selon diverses hypothèses de croissance



⁶ Dans le cas de la figure 1, Δ a été attribué les valeurs 25,8, 55,8 et 85,8 correspondant aux accroissements 0, 30 et 90, respectivement.

Pour générer la série d'indices à taux de croissance constant, le seul choix pour un prototype était la ligne droite. De même, il n'y avait qu'un seul choix clair pour le prototype étalon, qui était la série de l'IPLN urbain. Par contraste, pour les séries de taux de croissance progressif et régressif, il existait une vaste gamme de prototypes. La principale contrainte était que les séries affichant un taux de croissance progressif (régressif) devaient être dérivées d'une fonction ayant une dérivée seconde positive (négative). En outre, ces séries devaient rejoindre la série étalon (et, en conséquence, la série à taux de croissance constant) en janvier 1986 et en décembre 1994. Une décision plutôt arbitraire a été prise — en ce sens que de nombreuses fonctions auraient pu satisfaire à ces deux contraintes — d'utiliser comme prototypes les fonctions $f(x) = x^n$ et $f(x) = \sqrt[n]{x}$. Les formules précises que nous avons utilisées pour générer la série de l'IPLN synthétique avec des taux de croissance progressif et régressif, respectivement, sont données par (9) et (10).

Progressif :
$$P_{t/86}^{\text{rural}} = 100 + \Delta \cdot \left[\frac{t}{T} \right]^n \quad (9)$$

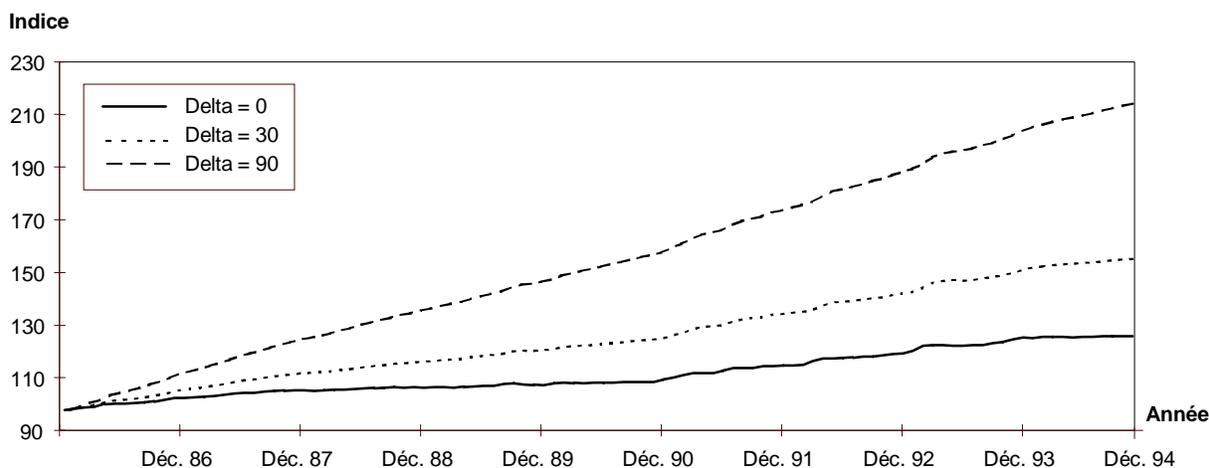
Régressif :
$$P_{t/86}^{\text{rural}} = 100 + \Delta \cdot \left[\frac{t}{T} \right]^{\frac{1}{n}} \quad (10)$$

Dans cette étude, le paramètre n apparaissant dans les deux formules précédentes a été arbitrairement fixé une valeur de trois. Cela est apparu la valeur intermédiaire à choisir, puisqu'elle donne des contours de forme raisonnable, comme il ressort de la figure 2 pour la Saskatchewan.

Enfin, la série de l'IPLN synthétique basée sur la tendance étalon a été générée selon (11).

Étalon :
$$P_{t/86}^{\text{rural}} = P_{t/86}^{\text{urbain}} + \Delta \cdot \left[\frac{t}{T} \right] \quad (11)$$

L'hypothèse ici est que la distance verticale entre la série de l'IPLN rural synthétique et la série de l'IPLN urbain augmente d'un incrément constant chaque mois, jusqu'en décembre 1994, mois où le niveau de l'IPLN rural dépasse de Δ le niveau de l'IPLN urbain. Dans le cas où Δ prend une valeur de zéro, l'IPLN rural synthétique est identique à l'IPLN urbain. La figure 3 montre la série de l'IPLN rural synthétique générée par (11) lorsque Δ prend des valeurs de 0, 30 et 90, respectivement.

Figure 3 : Série de l'IPLN rural étalon (maison et terrain) pour la Saskatchewan

4. Description des simulations

Encore une fois, deux séries hypothétiques de l'IPLN pouvaient potentiellement être manipulées pour produire des indices pour les strates rurales : 1) la série de l'IPLN (maison et terrain), qui a un effet sur l'indice du coût d'intérêt hypothécaire; et 2) la série de l'IPLN (maison), qui a un effet sur l'indice du coût de remplacement. Chaque simulation impliquait l'utilisation d'une version modifiée de ces deux séries de l'IPLN urbain pour représenter la strate rurale dans chaque province.

La première étape a été d'appliquer un test étalon. Ceci a consisté fondamentalement à effectuer les calculs d'indice sur la population redéfinie en prenant la série de données de l'IPLN qui avait été utilisée pour la production effective de l'IPC (c.-à-d. l'IPLN urbain) comme données de substitution pour les strates rurales. Autrement dit, les séries ont été générées par la formule (8) dans les cas précis où Δ prend une valeur de zéro. Théoriquement, ce test aurait dû donner des résultats identiques pour les indices du coût d'intérêt hypothécaire et du coût de remplacement pour les strates rurales et urbaines dans chaque province. Aux niveaux supérieurs d'agrégation, les différences des indices rural et urbain obtenus seraient attribuables aux différences de structures de pondération (par produit), puisque des mouvements de prix identiques ont été appliqués pour les deux strates. Il s'agissait simplement d'avoir un étalon pour mettre en perspective les différences observées dans les simulations subséquentes. Les variations de ce premier test étalon comprenaient les tests où le mouvement d'ensemble de l'IPLN a été tenu constant pour les séries rurales synthétiques, alors que les taux mensuels de croissance étaient variés.

Les autres simulations visaient à répondre aux questions suivantes : 1) Dans quelle mesure la série de l'IPLN rural synthétique (maison et terrain) doit-elle différer de sa contrepartie urbaine pour avoir un effet sur le coût d'intérêt hypothécaire pour l'ensemble de la province? 2) Dans quelle mesure la série de l'IPLN rural synthétique (maison seulement) doit-elle différer de sa contrepartie urbaine pour avoir un effet sur le coût de remplacement pour l'ensemble de la province? 3) Dans les réponses aux questions 1) et 2), le régime de croissance posé en hypothèse

pour la série de l'IPLN rural synthétique fait-il une différence, ou n'est-ce surtout que la différence absolue des niveaux finals de l'indice qui compte? 4) Les réponses aux questions précédentes varient-elles selon la province? 5) Comment les effets de différents IPLN ruraux et urbains synthétiques ont-ils tendance à diminuer aux niveaux supérieurs d'agrégation?

Compte tenu du très fort volume de résultats qui ont été produits pour chaque ensemble de simulations réalisées au cours de cette étude, un seul sous-ensemble sera présenté dans ce rapport. Les résultats peuvent être classés selon les quatre types qui figurent au tableau 2.

Tableau 2 : Représentation des quatre types de simulations utilisées

Série synthétique			Régime de croissance posé en hypothèse			
Type	IPLN 1986-1994 (maison et terrain)	IPLN 1986-1994 (maison seulement)	Étalon	Constant	Progressif	Régressif
1	x	x	x			
2	x	x		x		
3	x	x			x	
4	x	x				x

Dans tous les cas, les deux séries d'IPLN ont été variées simultanément. En outre, l'ampleur de la divergence absolue retenue comme hypothèse entre la série de l'IPLN urbain et ses contreparties rurales a toujours été tenue pour identique pour la série de l'IPLN (maison et terrain) et la série de l'IPLN (maison seulement)⁷. Les régimes hypothétiques pour les deux séries d'IPLN synthétiques construites pour chaque simulation ont aussi été tenus pour identiques. Cette approche est apparue la plus raisonnable, étant donné que ces deux séries tendent très fort à afficher des tendances semblables, comme il ressort des figures 4, 5 et 6⁸.

⁷ Si nous prenons, par exemple, le cas de la Colombie-Britannique, où les niveaux de l'IPLN (maison et terrain) et de l'IPLN (maison seulement) s'établissaient à 148,3 et 129,2 en décembre 1994, respectivement, alors une simulation avec progression postulée de 90 points d'indice signifierait que la série de l'IPLN hypothétique utilisée pour la région rurale se serait établie à 238,3 et 219,2, respectivement.

⁸ Les deux séries d'IPLN pour la Colombie-Britannique affichent plus de dissimilarités que les séries pour les deux autres provinces. Ceci est essentiellement à cause des conditions de marché qui ont régné à Vancouver au cours de la période d'observation.

Figure 4 : Série de l'IPLN pour la Colombie-Britannique, 1986=100

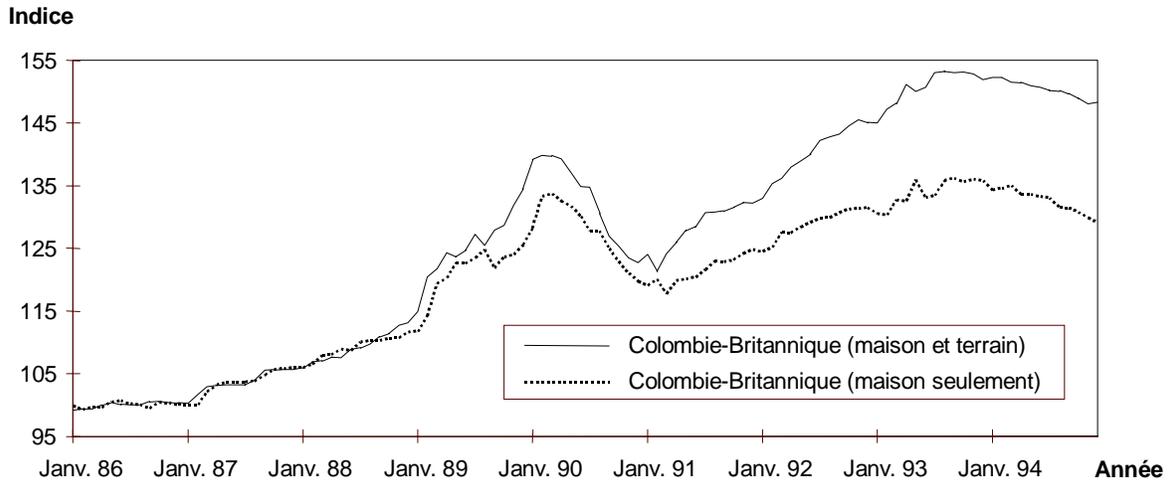


Figure 5 : Série de l'IPLN pour Terre-Neuve, 1986=100

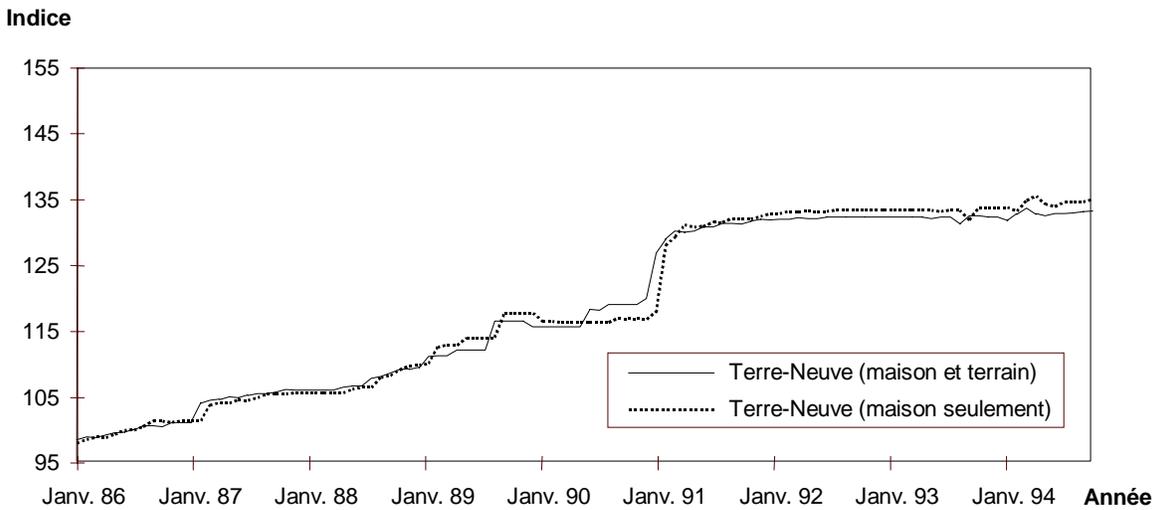
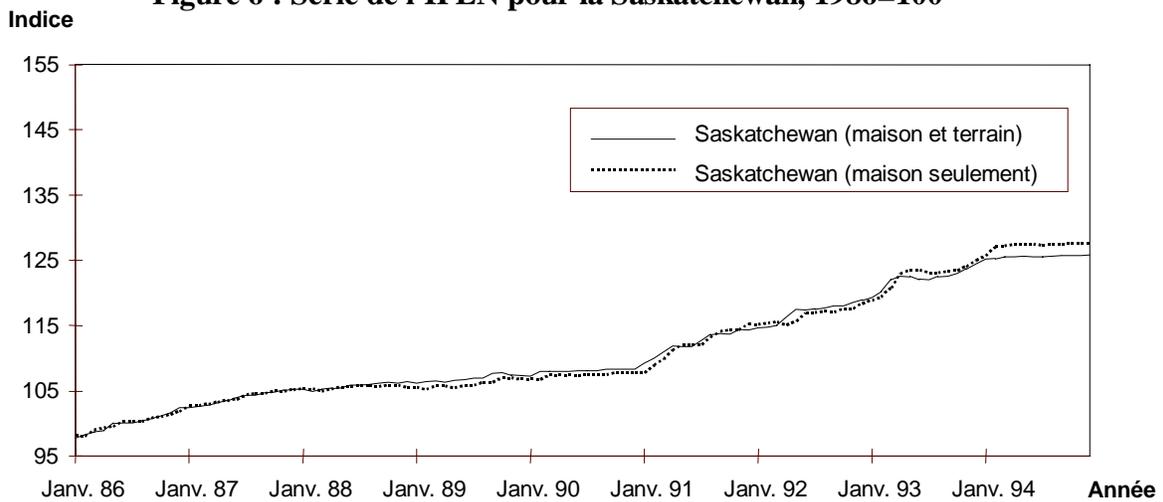


Figure 6 : Série de l'IPLN pour la Saskatchewan, 1986=100



5. Conclusions

Encore une fois, les séries de l'IPLN rural synthétique suivent le modèle de leurs contreparties urbaines par variation du cheminement suivi par l'indice ainsi que par la quantité cumulative de croissance sur la période d'observation. Les cheminements ont été variés en observant trois comportements prédéterminés correspondant à un taux de croissance constant, à un taux de croissance progressif, et à un taux de croissance régressif. De même, les niveaux cumulatifs, en date de décembre 1994 ont été modifiés, selon des proportions prédéterminées. Deux valeurs particulières, 30 et 90, ont été utilisées et ajoutées aux niveaux de décembre 1994. Ces deux valeurs ont été choisies après quelques expérimentations initiales. La principale justification était que 30 semblait être compatible avec ce que nous pourrions effectivement prévoir si la dispersion relative observée parmi les IPLN pour les villes urbaines sert de guide. Par contraste, la valeur 90 représente un extrême assez peu probable. L'analyse qui suit traite presque exclusivement des résultats pour lesquels cette dernière valeur s'applique.

Les résultats pour la Colombie-Britannique, Terre-Neuve et la Saskatchewan sont présentés aux tableaux 4a à 6d de l'annexe. Pour chacune des trois provinces, les résultats sont résumés en quatre tableaux, chacun correspondant à l'une des composantes suivantes : coût de remplacement, coût d'intérêt hypothécaire, logement en propriété et indice d'ensemble. Dans chaque cellule, il est indiqué trois niveaux d'indice, qui correspondent tous au dernier mois de la période d'observation, décembre 1994. Le premier niveau est pour la strate **urbaine**, le niveau intermédiaire est le **total** pour la province, et le dernier niveau est pour la strate **rurale**. Puisque les simulations de cette étude sont sans effet sur les valeurs d'indice pour les strates urbaines, la première valeur d'indice est identique dans toutes les cellules d'un tableau donné. La valeur de l'indice **total** pour une composante n'est que la moyenne pondérée des indices urbain et rural pour cette composante, tel que précisé dans la section sur la méthodologie. Les poids, W^{rural} et W^{urbain} , figurent dans le titre de chaque tableau, ce qui facilite la consultation.

À l'analyse des résultats présentés dans un tableau donné, on peut voir l'effet de la variation de la quantité cumulative de croissance en examinant les données des rangées, puisque, pour une rangée donnée, le cheminement de l'indice est maintenu constant. Par contraste, l'effet de la variation du cheminement suivi par l'IPLN peut s'observer dans les colonnes, puisque, dans une colonne donnée, la variation de la croissance cumulative de l'IPLN est maintenue constante.

Il importe de noter que l'analyse de l'effet sur les estimations provinciales de l'IPC par l'inclusion des mouvements de prix des maisons rurales est incomplète si nous ne nous intéressons qu'aux différences des niveaux d'indice des composantes à la fin de la période d'observation (c.-à-d. décembre 1994). Une analyse plus complète comprendrait une observation de la façon dont les tendances de l'IPC varient sous l'effet de l'inclusion des strates rurales. Toutefois une analyse distincte des tendances correspondant à chacune des cellules des tableaux 4a-6d de l'annexe a été produite, mais il n'est pas pratique de toutes les reprendre ici. Un nombre restreint de graphiques sera présenté dans le seul dessein de faire comprendre que les différences de tendances peuvent être très importantes, même dans les cas où les différences entre les niveaux d'indice finals sont négligeables.

Les différences les plus extrêmes entre l'indice urbain et l'indice total ont été observées lorsque les simulations étaient fondées sur un régime de croissance régressif et lorsqu'une valeur de 90 points d'indice a servi d'augmentation. Aux tableaux 4a à 6d de l'annexe, les valeurs pertinentes pour les indices urbain et total sont présentées dans la rangée du bas de la cellule de droite. Leurs différences absolues et relatives sont résumées ci-après au tableau 3.

Tableau 3 : Différences extrêmes en points d'indice et en pourcentages entre les niveaux des IPLN urbain et total, par composante, décembre 1994

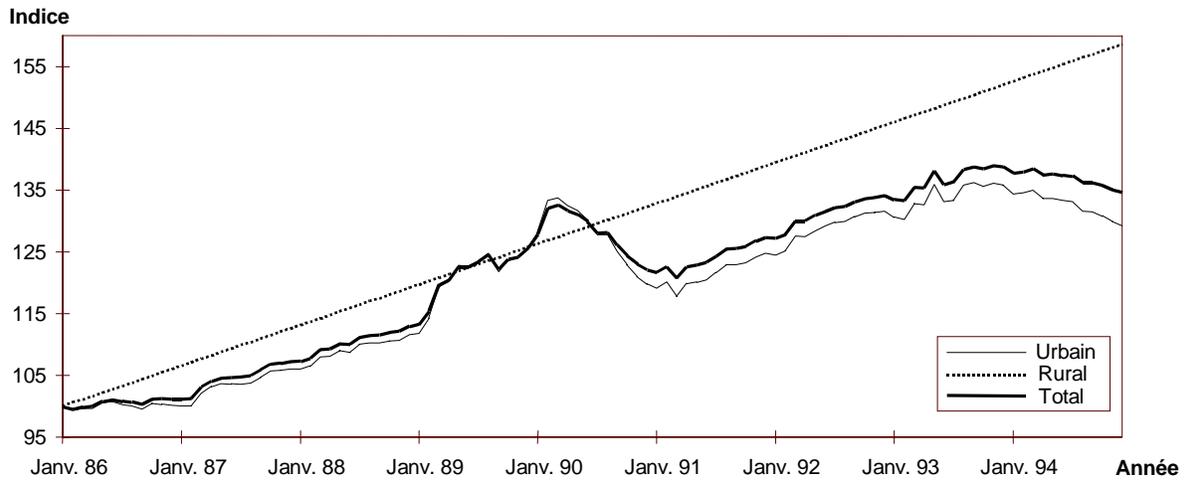
Province	Coût de remplacement	Coût d'intérêt hypothécaire	Logement en propriété	Indice d'ensemble
Colombie-Britannique	16,6 (12,8 %)	9,7 (9,3 %)	6,8 (5,3 %)	1,0 (0,7 %)
Terre-Neuve	65,3 (48,4 %)	25,5 (22,3 %)	28,2 (22,4 %)	2,3 (1,8 %)
Saskatchewan	49,8 (39,0 %)	21,7 (20,4 %)	18,5 (15,3 %)	2,8 (2,1 %)

En nous attardant d'abord au coût de remplacement, nous voyons que la plus grande différence était pour Terre-Neuve, qui était suivie de très près par la Saskatchewan, alors que l'écart était beaucoup plus faible pour la Colombie-Britannique. Parce que l'indice du coût de remplacement est la série de l'IPLN (maison seulement), le seul facteur qui joue véritablement pour que l'indice total final diffère de l'indice urbain est l'importance relative de la strate rurale dans la province, sur le plan de sa part des dépenses. Les parts de dépenses étaient : 0,19 pour la Colombie-Britannique, 0,73 pour Terre-Neuve et 0,44 pour la Saskatchewan.

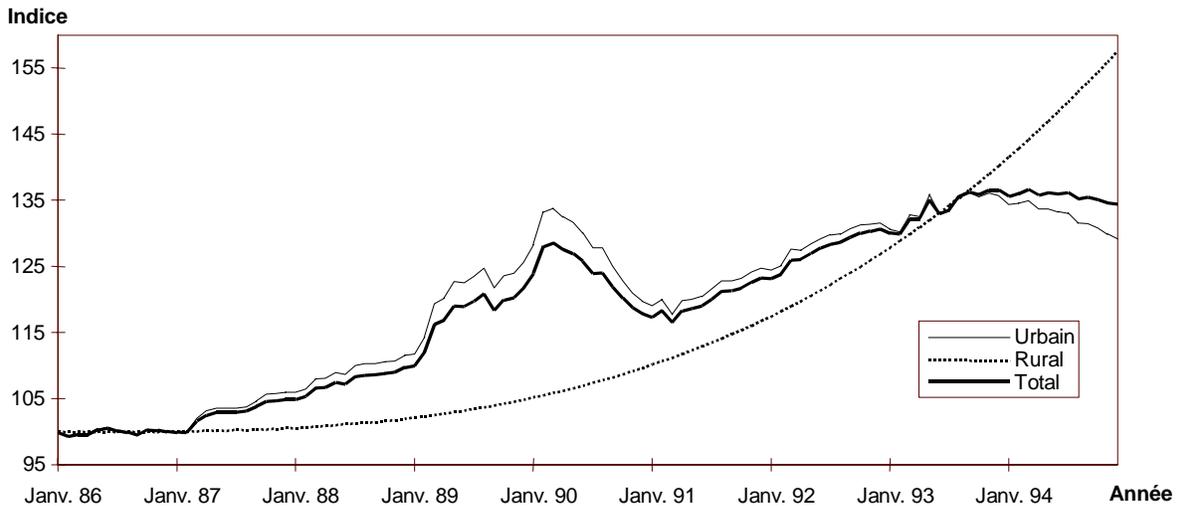
Le cheminement hypothétique de l'IPLN rural synthétique (maison seulement) ne touche que la tendance de l'indice total du coût de remplacement. Ce point est illustré aux figures 7, 8 et 9. Elles montrent les résultats de la simulation pour la Colombie-Britannique, pour chacune des trois hypothèses quant au cheminement de l'indice, où le niveau final de l'IPLN rural synthétique (maison seulement) a été maintenu constant à un niveau dépassant de 30 points d'indice l'IPLN urbain. Nous voyons à la figure 7 que, dans une hypothèse de taux de croissance constant, l'indice total de la province est presque toujours supérieur à l'indice urbain, et suit une tendance très semblable, alors que l'écart entre eux tend à s'accroître avec le temps. Lorsqu'on suppose un taux de croissance en progression, comme à la figure 8, l'indice total de la province est inférieur à l'indice urbain jusque vers la fin de la huitième année, où l'indice rural finit par rattraper et croiser l'indice urbain⁹. La figure 9 présente les résultats correspondant à l'hypothèse de taux en régression. Dans ce cas, l'indice total pour la province s'éloigne immédiatement de l'indice urbain, à cause des progressions très rapides de l'indice rural en début de période, l'écart se refermant graduellement avec le temps.

⁹ Ce point d'intersection se situe bien avant lorsque l'IPLN rural synthétique dépasse l'indice urbain de 90 points d'indice.

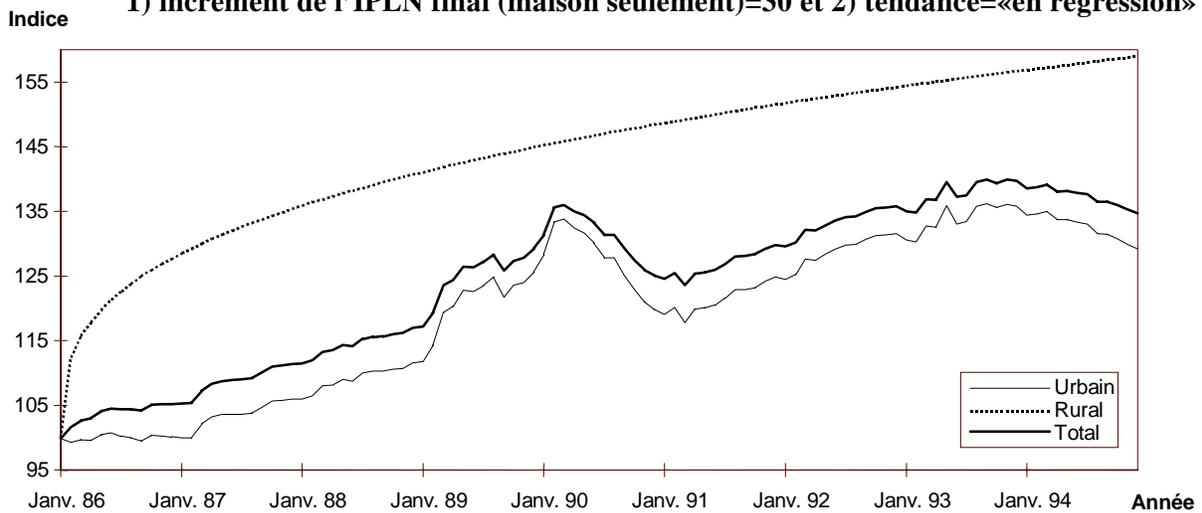
**Figure 7 : Indice du coût de remplacement pour la Colombie-Britannique dans les hypothèses :
1) incrément de l'IPLN final (maison seulement)=30 et 2) tendance=«constante»**



**Figure 8 : Indice du coût de remplacement pour la Colombie-Britannique dans les hypothèses :
1) incrément de l'IPLN final (maison seulement)=30 et 2) tendance=«en progression»**



**Figure 9 : Indice du coût de remplacement pour la Colombie-Britannique dans les hypothèses :
1) incrément de l'IPLN final (maison seulement)=30 et 2) tendance=«en régression»**



Dans les trois cas, les points d'arrivée des trois indices sont identiques¹⁰. La différence se situe au niveau des itinéraires différents pris par les indices rural et total.

Passant maintenant au coût d'intérêt hypothécaire, nous voyons au tableau 3 que les différences étaient encore plus marquées pour Terre-Neuve, suivit de très près par la Saskatchewan, et moindrement par la Colombie-Britannique. Encore une fois, l'explication de la raison pour laquelle les différences n'ont pas été les mêmes dans toutes les provinces tient en partie au fait que des proportions différentes de dépenses sont attribuées au coût d'intérêt hypothécaire pour la population rurale dans chaque province. Ces parts étaient : 0,19 pour la Colombie-Britannique, 0,51 pour Terre-Neuve et 0,39 pour la Saskatchewan. Cependant, à cause de la méthodologie plutôt complexe utilisée pour la production de l'indice du coût d'intérêt hypothécaire (c.-à-d. le fait que l'indice du prix des logements est une moyenne pondérée de 25 ans des prix des maisons), il faudrait une analyse un peu plus poussée pour déterminer exactement comment rendre compte de ces différences¹¹.

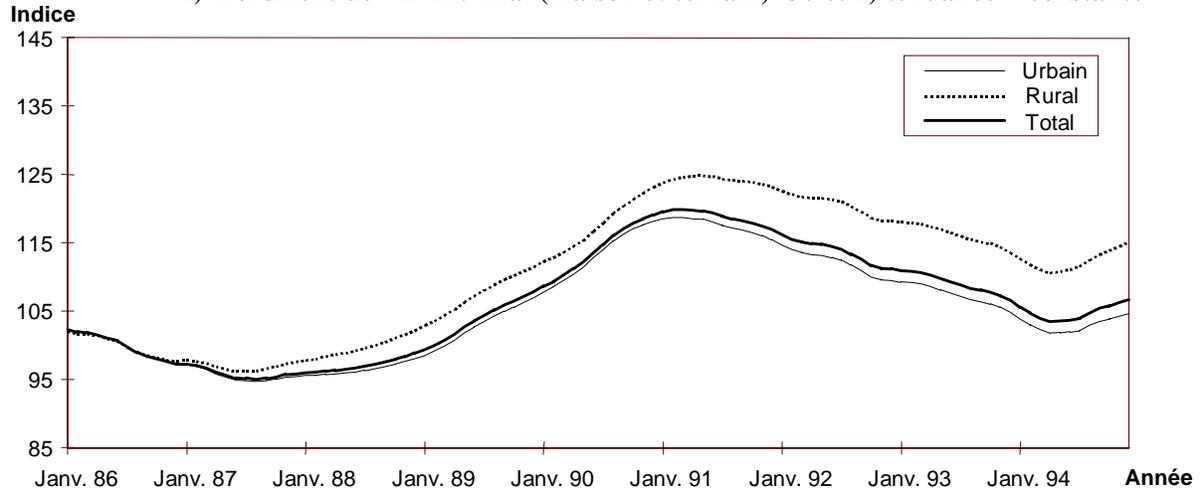
Nous avons déjà vu que le cheminement posé en hypothèse pour l'IPLN rural synthétique (maison seulement) ne fait une différence que pour la tendance de l'indice total du coût de remplacement. On ne peut pas en dire autant de l'indice du coût d'intérêt hypothécaire. Cela se voit aux figures 10, 11 et 12. Encore une fois, les résultats de la simulation sont pour la Colombie-Britannique, pour chacune des trois hypothèses relatives au cheminement de l'indice, où le niveau final de l'IPLN rural synthétique (maison et terrain) a été maintenu constant à un niveau dépassant de 30 points d'indice l'indice urbain. À la figure 10, nous voyons que, lorsqu'un taux de croissance constant est posé par hypothèse, l'indice total de la province est toujours très légèrement supérieur à l'indice urbain, atteignant un niveau final de 106,7 en décembre 1994, soit deux points d'indice de plus que le niveau urbain final. Lorsqu'on retient l'hypothèse d'un taux de croissance progressif, comme à la figure 11, l'indice total de la province est inférieur à l'indice urbain pour toute la période d'étude. Même en décembre 1994, le niveau de l'indice total de 104,1 est de six dixièmes de point en deçà du niveau urbain. Ce résultat est contraire au résultat intuitif, en ce sens que, même si les prix des maisons augmentent plus vite dans les régions rurales que dans les régions urbaines, à long terme, l'indice correspondant du coût d'intérêt hypothécaire peut chuter. La figure 12 présente les résultats associés à l'hypothèse du taux régressif. Dans ce cas, l'indice total pour la province est toujours supérieur à l'indice urbain, atteignant un niveau final de 108,2, qui dépasse l'indice urbain de 3,5 points d'indice.

Aux niveaux supérieurs d'agrégation, nous observons que les différences entre les niveaux des indices **urbain** et **total** de la province à la fin de la période d'observation ont tendance à diminuer, en raison de la présence d'autres composantes dans l'indice. Cependant, dans le cas du logement en propriété, le classement des différences par province n'a pas changé : les plus grandes sont à Terre-Neuve et les moins grandes en Colombie-Britannique, celles de la Saskatchewan se situant entre les deux. La proportion des dépenses correspondant au logement en propriété pour la population rurale dans chaque province était : 0,28 pour la Colombie-Britannique, 0,65 pour Terre-Neuve et 0,49 pour la Saskatchewan.

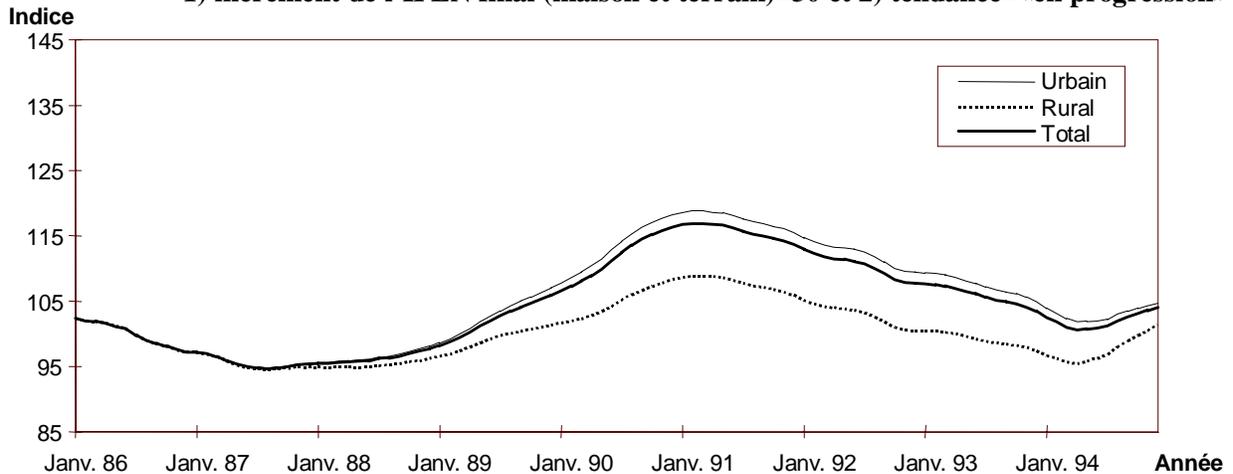
¹⁰ Bien que cela tienne en théorie, la méthode de calcul utilisée pour générer la série de l'IPLN synthétique a donné lieu à de légères différences des niveaux de décembre 1994.

¹¹ À ce stade-ci, il est intéressant de noter que les résultats du test étalon montrent que, même lorsque la croissance cumulative de l'IPLN (maison et terrain) est maintenue constante, les variations du cheminement de l'indice déboucheront sur des différences des niveaux finals. On peut le vérifier en consultant la première colonne des tableaux 4b, 5b et 6b de l'annexe.

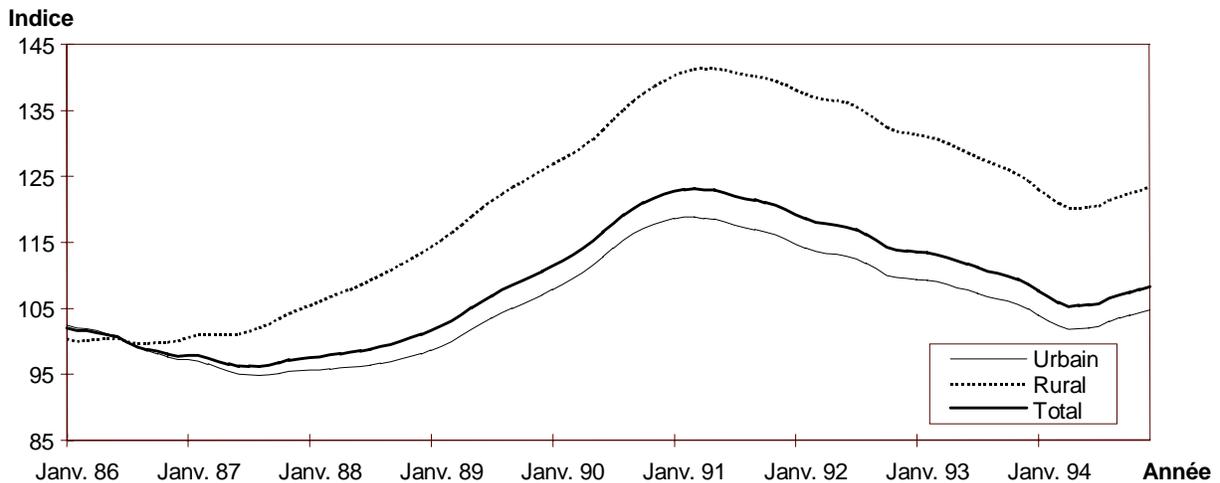
**Figure 10 : Indice du coût d'intérêt hypothécaire pour la C.-B. dans les hypothèses :
1) incrément de l'IPLN final (maison et terrain)=30 et 2) tendance=«constante»**



**Figure 11 : Indice du coût d'intérêt hypothécaire pour la C.-B. dans les hypothèses :
1) incrément de l'IPLN final (maison et terrain)=30 et 2) tendance=«en progression»**



**Figure 12 : Indice du coût d'intérêt hypothécaire pour la C.-B. dans les hypothèses :
1) incrément de l'IPLN final (maison et terrain)=30 et 2) tendance=«en régression»**



Au niveau le plus élevé d'agrégation, les différences entre les niveaux d'indice **urbain** et **total** de la province pour l'indice d'ensemble à la fin de la période d'observation sont encore beaucoup plus faibles. Dans ce cas, toutefois, la plus grande différence était pour la Saskatchewan, puis pour Terre-Neuve et enfin pour la Colombie-Britannique. La proportion des dépenses liées à l'indice d'ensemble pour la population rurale dans chaque province était : 0,23 pour la Colombie-Britannique, 0,66 pour Terre-Neuve et 0,53 pour la Saskatchewan.

Les résultats que nous venons de présenter ne répondent pas directement à la question suivante : Quelle devrait être l'ampleur de la différence entre les séries des IPLN rural et urbain pour provoquer une variation d'un pourcentage donné de l'indice d'ensemble pour la population totale? Nous avons effectué d'autres simulations en vue de répondre à ce genre de question. Toutes les séries de l'IPLN synthétique utilisées dans cet exercice ont été dérivées sous l'hypothèse d'un taux de croissance régressif (c.-à-d. «type 4» au tableau 2). Les résultats des variations de 1 % et 2 % de l'indice d'ensemble sont présentés au tableau 4.

Tableau 4 : Différences requises entre les niveaux d'IPLN rural et urbain de décembre 1994 pour provoquer des différences relatives de 1 % et 2 % de l'indice d'ensemble

Province	Différence relative de l'indice d'ensemble : $\left(\frac{\text{total} - \text{urbain}}{\text{urbain}}\right) \times 100 \%$	
	1 %	2 %
Colombie-Britannique	130	260
Terre-Neuve	62	95
Saskatchewan	25	85

Pour résumer les résultats de notre étude, nous pouvons dire que les différences entre les niveaux d'indice **urbain** et **total** des provinces à la fin de la période d'observation étaient les plus frappantes au plus bas niveau d'agrégation (c.-à-d. coût d'intérêt hypothécaire et coût de remplacement), comme prévu. Le cheminement suivi pour la série de l'IPLN rural synthétique (maison seulement) a seulement eu un effet sur la tendance de l'indice total, et non pas sur son niveau final, dans le cas du coût de remplacement. Cependant, dans le cas du coût d'intérêt hypothécaire, le cheminement hypothétique suivi a eu une influence à la fois sur la tendance et sur le niveau final de l'indice total. De façon plus générale, la mesure dans laquelle on a observé des différences entre le niveau de l'indice total final et celui de l'indice urbain varie très considérablement d'une province à l'autre. Les différences ont toujours été les plus faibles pour la Colombie-Britannique pour chacun des quatre agrégats, et les plus grandes pour Terre-Neuve pour tous les agrégats, sauf l'indice d'ensemble, où la Saskatchewan a affiché la plus forte différence. En ce qui concerne le logement en propriété et l'indice d'ensemble, les différences entre les provinces pour ce qui est de l'ampleur des effets des différents IPLN pour les strates rurale et urbaine qui diminuent avec l'agrégation sont, sans doute, grandement dues aux différences entre les parts de dépenses rurales et urbaines pour les divers sous-indices (figurant au tableau 2 de l'annexe).

6. Travaux futurs

À la lumière des résultats obtenus et présentés dans la section précédente, nous devons réexaminer la question centrale posée dans notre introduction : Le fait que nous n'expliquons pas de façon explicite le mouvement des prix des maisons rurales compromet-il les estimations provinciales de l'IPC dans une mesure suffisante pour justifier une intervention? Or, nous voyons au tableau 4, que, pour la Colombie-Britannique et Terre-Neuve, l'évolution des mouvements des prix des maisons rurales devrait excéder ceux des maisons urbaines, de façon soutenue, pour une longue période avant que l'IPC d'ensemble ne bouge que de 1 %. Par conséquent, il est extrêmement tentant de dire que l'effet probable de la non-prise en compte des prix des maisons rurales dans l'IPC d'ensemble est trop faible pour justifier quelque préoccupation ou intervention. Cela étant, nous devrions être raisonnablement certains que la méthodologie actuelle de l'IPC est assez robuste pour s'appliquer à la population élargie, qui comprend les régions rurales. Cependant, cela est encore fondé sur la conjecture voulant qu'un écart de, disons, 62 points d'indice entre les niveaux des IPLN rural et urbain finals de Terre-Neuve est beaucoup plus grand que ce à quoi nous pourrions nous attendre dans la réalité. Pour cette raison, nous ne saurions dire avec certitude si l'IPC est ou pas compromis par la non-prise en compte explicite des mouvements de prix des maisons rurales. Nous entreprendrons sous peu une nouvelle phase de cette étude pour explorer les possibilités de mesure des mouvements réels des prix des maisons rurales. Si nous y arrivons, les résultats de l'étude actuelle pourront alors être mis en perspective.

L'objectif de la phase suivante consistera à élaborer une méthodologie pour la construction d'indices de prix, même primitifs, pour les régions rurales. Il y a plusieurs raisons pour lesquelles il ne serait pas logique d'utiliser la méthodologie de l'IPLN pour mesurer les mouvements de prix des maisons dans les régions rurales. Même si cette mesure était réalisée, il faudrait mettre en oeuvre de nouvelles enquêtes auprès des constructeurs de maisons dans les régions rurales, ce qui, même si cela était possible, prendrait du temps et exigerait beaucoup de ressources. Une approche plus raisonnable et certainement moins coûteuse consiste à utiliser les données sur les logements privés occupés par leur propriétaire, selon le recensement de la population. Le questionnaire «complet» du recensement, que reçoit un cinquième de la population canadienne, oblige le répondant à fournir les renseignements suivants sur un logement privé qu'il occupe : le genre de logement (p. ex. maison individuelle, jumelée, en rangée), le prix de vente escompté, les mensualités hypothécaires ordinaires, l'estimation des impôts fonciers annuels, le nombre de pièces (et de chambres à coucher) dans le logement, l'âge approximatif du logement et les besoins d'entretien et de réparation. Ces données se prêtent mal à la construction d'indices de prix, par contraste avec les enquêtes utilisées pour produire les IPLN, qui ont lieu mensuellement. Ces enquêtes menées auprès de constructeurs représentatifs, permettent de recueillir des renseignements sur les prix à la production des maisons neuves de qualité constante. Par contraste, les données du Recensement donnent des approximations très grossières des prix du marché pour un échantillon de logements existants, dont la qualité peut varier considérablement d'un Recensement à l'autre. Ce ne sont là que quelques-uns des défis que nous réserve la prochaine phase de l'étude.

Tableaux en annexe

Tableau 1 : Poids des dépenses selon l'Enquête de 1986 sur les dépenses des familles (valeurs)

	Terre-Neuve			Saskatchewan			Colombie-Britannique		
	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total
Ensemble	1437669	2753585	4191254	3952515	4395297	8347812	21093607	6138075	27231682
Aliments	273398	531407	804805	658901	775256	1434157	3898703	1130584	5029287
Habitation	514500	1147571	1662071	1448347	1490794	2939141	7889792	2441396	10331188
Logement	361745	641945	1003690	1001651	946159	1947810	5640192	1778505	7418697
Logement principal	348225	599402	947627	938830	872644	1811474	5368740	1684380	7053120
Logement privé de location	80891	53138	134029	283771	125190	408961	1575074	270076	1845150
Logement en propriété	171193	323769	494962	497822	483424	981246	3002260	1151256	4153516
Réparations et entretien	22684	74328	97012	51628	79755	131383	245533	77308	322841
Charges de copropriété	35	0	35	1846	0	1846	36470	0	36470
Impôts fonciers	18617	30807	49424	110925	106080	217005	570405	125751	696156
Primes d'assurance	10007	20701	30708	26932	41925	68857	128821	474439	603260
Coût d'intérêt hypothécaire	69062	72046	141108	184382	116610	300992	1155064	272837	1427901
Coût de remplacement	42383	113662	156045	96992	121309	218301	648280	147709	795989
Autres dépenses	8405	12225	20630	25117	17745	42862	217687	53212	270899
Eau, combustible et électricité	96141	222495	318636	157237	264030	421267	791406	263048	1054454
Autres logements	13520	42543	56063	62821	73515	136336	271452	94125	365577
Dépenses du ménage	85230	242544	327774	237377	297765	535142	1216587	408879	1625466
Mobilier, équipement, etc. du ménage	67525	263082	330607	209319	246870	456189	1033013	254012	1287025
Habillement	130816	211370	342186	354199	390586	744785	1628221	374917	2003138
Transports	228887	415535	644422	692417	848746	1541163	3656735	1160896	4817631
Santé et soins personnels	63327	104890	168217	176130	185825	361955	841536	234073	1075609
Loisirs, formation et lecture	112551	179055	291606	402589	447206	849795	2018993	520745	2539738
Tabac et alcool	114190	163757	277947	219932	256884	476816	1159627	275464	1435091

Tableau 2 : Poids des dépenses selon l'Enquête de 1986 sur les dépenses des familles (pourcentages)

	Terre-Neuve			Saskatchewan			Colombie-Britannique		
	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total
Ensemble	100,0	100,0	100,0						
Aliments	19,0	19,3	19,2	16,7	17,6	17,2	18,5	18,4	18,5
Habitation	35,8	41,7	39,7	36,6	33,9	35,2	37,4	39,8	37,9
Logement	25,2	23,3	23,9	25,3	21,5	23,3	26,7	29,0	27,2
Logement principal	24,2	21,8	22,6	23,8	19,9	21,7	25,5	27,4	25,9
Logement privé de location	5,6	1,9	3,2	7,2	2,8	4,9	7,5	4,4	6,8
Logement en propriété	11,9	11,8	11,8	12,6	11,0	11,8	14,2	18,8	15,3
Réparations et entretien	1,6	2,7	2,3	1,3	1,8	1,6	1,2	1,3	1,2
Charges de copropriété	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	0,0	0,1
Impôts fonciers	1,3	1,1	1,2	2,8	2,4	2,6	2,7	2,0	2,6
Primes d'assurance	0,7	0,8	0,7	0,7	1,0	0,8	0,6	7,7	2,2
Coût d'intérêt hypothécaire	4,8	2,6	3,4	4,7	2,7	3,6	5,5	4,4	5,2
Coût de remplacement	2,9	4,1	3,7	2,5	2,8	2,6	3,1	2,4	2,9
Autres dépenses	0,6	0,4	0,5	0,6	0,4	0,5	1,0	0,9	1,0
Eau, combustible et électricité	6,7	8,1	7,6	4,0	6,0	5,0	3,8	4,3	3,9
Autres logements	0,9	1,5	1,3	1,6	1,7	1,6	1,3	1,5	1,3
Dépenses du ménage	5,9	8,8	7,8	6,0	6,8	6,4	5,8	6,7	6,0
Mobilier, équipement, etc. du ménage	4,7	9,6	7,9	5,3	5,6	5,5	4,9	4,1	4,7
Habillement	9,1	7,7	8,2	9,0	8,9	8,9	7,7	6,1	7,4
Transports	15,9	15,1	15,4	17,5	19,3	18,5	17,3	18,9	17,7
Santé et soins personnels	4,4	3,8	4,0	4,5	4,2	4,3	4,0	3,8	3,9
Loisirs, formation et lecture	7,8	6,5	7,0	10,2	10,2	10,2	9,6	8,5	9,3
Tabac et alcool	7,9	5,9	6,6	5,6	5,8	5,7	5,5	4,5	5,3

**Tableau 3 : Poids des dépenses selon l'Enquête de 1986 sur les dépenses des familles
(normalisations à l'égard des totaux provinciaux)**

	Terre-Neuve			Saskatchewan			Colombie-Britannique		
	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total
Ensemble	34,3	65,7	100,0	47,3	52,7	100,0	77,5	22,5	100,0
Aliments	6,5	12,7	19,2	7,9	9,3	17,2	14,3	4,2	18,5
Habitation	12,3	27,4	39,7	17,4	17,9	35,2	29,0	9,0	37,9
Logement	8,6	15,3	23,9	12,0	11,3	23,3	20,7	6,5	27,2
Logement principal	8,3	14,3	22,6	11,2	10,5	21,7	19,7	6,2	25,9
Logement privé de location	1,9	1,3	3,2	3,4	1,5	4,9	5,8	1,0	6,8
Logement en propriété	4,1	7,7	11,8	6,0	5,8	11,8	11,0	4,2	15,3
Réparations et entretien	0,5	1,8	2,3	0,6	1,0	1,6	0,9	0,3	1,2
Charges de copropriété	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1
Impôts fonciers	0,4	0,7	1,2	1,3	1,3	2,6	2,1	0,5	2,6
Primes d'assurance	0,2	0,5	0,7	0,3	0,5	0,8	0,5	1,7	2,2
Coût d'intérêt hypothécaire	1,6	1,7	3,4	2,2	1,4	3,6	4,2	1,0	5,2
Coût de remplacement	1,0	2,7	3,7	1,2	1,5	2,6	2,4	0,5	2,9
Autres dépenses	0,2	0,3	0,5	0,3	0,2	0,5	0,8	0,2	1,0
Eau, combustible et électricité	2,3	5,3	7,6	1,9	3,2	5,0	2,9	1,0	3,9
Autres logements	0,3	1,0	1,3	0,8	0,9	1,6	1,0	0,3	1,3
Dépenses du ménage	2,0	5,8	7,8	2,8	3,6	6,4	4,5	1,5	6,0
Mobilier, équipement, etc. du ménage	1,6	6,3	7,9	2,5	3,0	5,5	3,8	0,9	4,7
Habillement	3,1	5,0	8,2	4,2	4,7	8,9	6,0	1,4	7,4
Transports	5,5	9,9	15,4	8,3	10,2	18,5	13,4	4,3	17,7
Santé et soins personnels	1,5	2,5	4,0	2,1	2,2	4,3	3,1	0,9	3,9
Loisirs, formation et lecture	2,7	4,3	7,0	4,8	5,4	10,2	7,4	1,9	9,3
Tabac et alcool	2,7	3,9	6,6	2,6	3,1	5,7	4,3	1,0	5,3

Tableau 4a : Niveaux de l'indice du coût de remplacement de l'IPC en décembre 1994 pour la Colombie-Britannique, poids des dépenses = 0,814 (urbain) : 0,186 (rural)

Régime de croissance	Strate	Augmentation du niveau de l'IPLN (maison seulement) en décembre 1994		
		0	30	90
Étalon	Urbaine	129,2	129,2	129,2
	Total	129,2	134,7	145,7
	Rurale	129,2	158,9	218,4
Taux constant	Urbaine	129,2	129,2	129,2
	Total	129,1	134,7	145,7
	Rurale	128,9	158,6	218,1
Taux en progression	Urbaine	129,2	129,2	129,2
	Total	129,1	134,5	145,3
	Rurale	128,4	157,6	215,9
Taux en régression	Urbaine	129,2	129,2	129,2
	Total	129,2	134,7	145,8
	Rurale	129,1	159,0	218,8

Tableau 4b : Niveaux de l'indice du coût d'intérêt hypothécaire de l'IPC en décembre 1994 pour la Colombie-Britannique, poids des dépenses = 0,809 (urbain) : 0,191 (rural)

Régime de croissance	Strate	Augmentation du niveau de l'IPLN (maison et terrain) en décembre 1994		
		0	30	90
Étalon	Urbaine	104,7	104,7	104,7
	Total	104,8	107,4	112,6
	Rurale	105,1	118,8	146,0
Taux constant	Urbaine	104,7	104,7	104,7
	Total	104,1	106,7	111,9
	Rurale	101,6	115,2	142,3
Taux en progression	Urbaine	104,7	104,7	104,7
	Total	102,5	104,1	107,3
	Rurale	93,0	101,4	118,1
Taux en régression	Urbaine	104,7	104,7	104,7
	Total	105,1	108,2	114,4
	Rurale	106,7	123,3	155,6

Tableau 4c : Niveaux de l'indice du logement en propriété de l'IPC en décembre 1994 pour la Colombie-Britannique, poids des dépenses = 0,723 (urbain) : 0,277 (rural)

Régime de croissance	Strate	Augmentation du niveau des deux séries de l'IPLN (maison seulement et total) en décembre 1994		
		0	30	90
Étalon	Urbaine	129,1	129,1	129,1
	Total	129,4	131,4	135,3
	Rurale	130,2	137,2	151,3
Taux constant	Urbaine	129,1	129,1	129,1
	Total	129,2	131,1	135,0
	Rurale	129,3	136,3	150,4
Taux en progression	Urbaine	129,1	129,1	129,1
	Total	128,6	130,2	133,4
	Rurale	127,2	132,9	144,4
Taux en régression	Urbaine	129,1	129,1	129,1
	Total	129,5	131,7	135,9
	Rurale	130,5	138,3	153,6

Tableau 4d : Niveaux de l'indice d'ensemble de l'IPC en décembre 1994 pour la Colombie-Britannique, poids des dépenses = 0,775 (urbain) : 0,225 (rural)

Régime de croissance	Strate	Augmentation du niveau des deux séries de l'IPLN (maison seulement et total) en décembre 1994		
		0	30	90
Étalon	Urbaine	135,8	135,8	135,8
	Total	135,8	136,1	136,7
	Rurale	135,7	137,0	139,6
Taux constant	Urbaine	135,8	135,8	135,8
	Total	135,7	136,0	136,6
	Rurale	135,5	136,8	139,5
Taux en progression	Urbaine	135,8	135,8	135,8
	Total	135,6	135,9	136,4
	Rurale	135,1	136,2	138,4
Taux en régression	Urbaine	135,8	135,8	135,8
	Total	135,8	136,1	136,8
	Rurale	135,8	137,2	140,1

Tableau 5a : Niveaux de l'indice du coût de remplacement de l'IPC en décembre 1994 pour Terre-Neuve, poids des dépenses = 0,272 (urbain) : 0,728 (rural)

Régime de croissance	Strate	Augmentation du niveau de l'IPLN (maison seulement) en décembre 1994		
		0	30	90
Étalon	Urbaine	135,0	135,0	135,0
	Total	135,0	156,6	199,9
	Rurale	135,0	164,7	224,2
Taux constant	Urbaine	135,0	135,0	135,0
	Total	134,8	156,4	199,7
	Rurale	134,7	164,4	223,8
Taux en progression	Urbaine	135,0	135,0	135,0
	Total	134,3	155,5	198,0
	Rurale	134,0	163,2	221,6
Taux en régression	Urbaine	135,0	135,0	135,0
	Total	134,9	156,7	200,3
	Rurale	134,9	164,8	224,6

Tableau 5b : Niveaux de l'indice du coût d'intérêt hypothécaire de l'IPC en décembre 1994 pour Terre-Neuve, poids des dépenses = 0,489 (urbain) : 0,511 (rural)

Régime de croissance	Strate	Augmentation du niveau de l'IPLN (maison et terrain) en décembre 1994		
		0	30	90
Étalon	Urbaine	114,4	114,4	114,4
	Total	114,4	120,5	132,8
	Rurale	114,5	126,4	150,4
Taux constant	Urbaine	114,4	114,4	114,4
	Total	113,3	119,4	131,6
	Rurale	112,2	124,2	148,1
Taux en progression	Urbaine	114,4	114,4	114,4
	Total	110,2	113,6	120,3
	Rurale	106,2	112,8	126,0
Taux en régression	Urbaine	114,4	114,4	114,4
	Total	115,7	123,8	139,9
	Rurale	116,9	132,8	164,3

Tableau 5c : Niveaux de l'indice du logement en propriété de l'IPC en décembre 1994 pour Terre-Neuve, poids des dépenses = 0,346 (urbain) : 0,654 (rural)

Régime de croissance	Strate	Augmentation du niveau des deux séries de l'IPLN (maison seulement et total) en décembre 1994		
		0	30	90
Étalon	Urbaine	125,9	125,9	125,9
	Total	126,2	134,8	151,9
	Rurale	126,4	139,5	165,7
Taux constant	Urbaine	125,9	125,9	125,9
	Total	125,8	134,4	151,5
	Rurale	125,8	138,9	165,1
Taux en progression	Urbaine	125,9	125,9	125,9
	Total	124,8	132,5	147,8
	Rurale	124,2	135,9	159,4
Taux en régression	Urbaine	125,9	125,9	125,9
	Total	126,6	135,7	154,1
	Rurale	126,9	141,0	168,9

Tableau 5d : Niveaux de l'indice d'ensemble de l'IPC en décembre 1994 pour Terre-Neuve, poids des dépenses = 0,344 (urbain) : 0,657 (rural)

Régime de croissance	Strate	Augmentation du niveau des deux séries de l'IPLN (maison seulement et total) en décembre 1994		
		0	30	90
Étalon	Urbaine	126,9	126,9	126,9
	Total	125,9	127,0	129,0
	Rurale	125,4	127,0	130,1
Taux constant	Urbaine	126,9	126,9	126,9
	Total	125,9	126,9	128,9
	Rurale	125,4	126,9	130,0
Taux en progression	Urbaine	126,9	126,9	126,9
	Total	125,8	126,7	128,5
	Rurale	125,2	126,6	129,3
Taux en régression	Urbaine	126,9	126,9	126,9
	Total	126,0	127,1	129,2
	Rurale	125,5	127,2	130,4

Tableau 6a : Niveaux de l'indice du coût de remplacement de l'IPC en décembre 1994 pour la Saskatchewan, poids des dépenses = 0,444 (urbain) : 0,556 (rural)

Régime de croissance	Strate	Augmentation du niveau de l'IPLN (maison seulement) en décembre 1994		
		0	30	90
Étalon	Urbaine	127,6	127,6	127,6
	Total	127,6	144,1	177,1
	Rurale	127,6	157,3	216,8
Taux constant	Urbaine	127,6	127,6	127,6
	Total	127,4	144,0	177,0
	Rurale	127,3	157,1	216,5
Taux en progression	Urbaine	127,6	127,6	127,6
	Total	127,2	143,4	175,8
	Rurale	126,8	156,0	214,4
Taux en régression	Urbaine	127,6	127,6	127,6
	Total	127,5	144,2	177,4
	Rurale	127,5	157,4	217,2

Tableau 6b : Niveaux de l'indice du coût d'intérêt hypothécaire de l'IPC en décembre 1994 pour la Saskatchewan, poids des dépenses = 0,613 (urbain) : 0,387 (rural)

Régime de croissance	Strate	Augmentation du niveau de l'IPLN (maison et terrain) en décembre 1994		
		0	30	90
Étalon	Urbaine	106,6	106,6	106,6
	Total	106,7	111,8	122,2
	Rurale	106,8	120,2	146,8
Taux constant	Urbaine	106,6	106,6	106,6
	Total	107,0	112,1	122,5
	Rurale	107,5	120,9	147,5
Taux en progression	Urbaine	106,6	106,6	106,6
	Total	105,0	108,0	113,9
	Rurale	102,6	110,2	125,4
Taux en régression	Urbaine	106,6	106,6	106,6
	Total	108,4	115,1	128,3
	Rurale	111,1	128,5	162,5

Tableau 6c : Niveaux de l'indice du logement en propriété de l'IPC en décembre 1994 pour la Saskatchewan, poids des dépenses = 0,507 (urbain) : 0,493 (rural)

Régime de croissance	Strate	Augmentation du niveau des deux séries de l'IPLN (maison seulement et total) en décembre 1994		
		0	30	90
Étalon	Urbaine	120,9	120,9	120,9
	Total	121,7	127,0	137,5
	Rurale	122,5	133,2	154,5
Taux constant	Urbaine	120,9	120,9	120,9
	Total	121,7	127,0	137,5
	Rurale	122,6	133,3	154,6
Taux en progression	Urbaine	120,9	120,9	120,9
	Total	121,1	125,6	134,6
	Rurale	121,3	130,4	148,7
Taux en régression	Urbaine	120,9	120,9	120,9
	Total	122,2	128,0	139,4
	Rurale	123,5	135,2	158,4

Tableau 6d : Niveaux de l'indice d'ensemble de l'IPC en décembre 1994 pour la Saskatchewan, poids des dépenses = 0,473 (urbain) : 0,527 (rural)

Régime de croissance	Strate	Augmentation du niveau des deux séries de l'IPLN (maison seulement et total) en décembre 1994		
		0	30	90
Étalon	Urbaine	134,0	134,0	134,0
	Total	134,7	135,3	136,6
	Rurale	135,4	136,6	138,9
Taux constant	Urbaine	134,0	134,0	134,0
	Total	134,7	135,3	136,6
	Rurale	135,4	136,6	138,9
Taux en progression	Urbaine	134,0	134,0	134,0
	Total	134,6	135,2	136,2
	Rurale	135,3	136,3	138,3
Taux en régression	Urbaine	134,0	134,0	134,0
	Total	134,8	135,5	136,8
	Rurale	135,5	136,8	139,4