

Évaluation des méthodes utilisées par les pays européens pour le calcul de l'indice officiel des prix des logements

An evaluation of the methods used by European countries to compute their official house price indices

Robert J. Hill*, Michael Scholz*, Chihiro Shimizu** et Miriam Steurer*

Résumé – Depuis 2012, Eurostat demande aux Instituts nationaux de statistique (INS) de l'Union européenne de calculer un indice des prix des logements (IPL) officiel à une périodicité trimestrielle. Eurostat recommande de calculer l'IPL à l'aide d'une méthode hédonique. La plupart des INS ont suivi cette recommandation, même s'ils ont opté pour des méthodes diverses. Pourtant, certains INS utilisent les médianes stratifiées au lieu des méthodes hédoniques. Nous évaluons les propriétés théoriques et empiriques de ces différentes méthodes. Une attention particulière est portée à la comparabilité des IPL d'un pays à l'autre alors qu'ils sont calculés avec des méthodes différentes. Nos comparaisons empiriques s'appuient sur des bases de données détaillées au niveau micro pour Sydney et Tokyo, couvrant environ 867 000 transactions immobilières. Toutes les méthodes hédoniques produisent des résultats plus satisfaisants que les médianes stratifiées. Les méthodes hédoniques génèrent des résultats plutôt similaires, sauf lorsqu'elles sont appliquées aux logements neufs de Tokyo. Cette conclusion montre que le choix de la méthode hédonique peut être important pour les petits pays qui disposent de base de données de plus petite taille. De plus, la méthode hédonique de réévaluation des prix (*repricing*), largement utilisée, perd sa fiabilité lorsque les prix virtuels de référence ne sont pas actualisés fréquemment.

Abstract – Since 2012, Eurostat requires the national statistical institutes (NSIs) in all European Union (EU) countries to compute official House Price Indices (HPIs) at a quarterly frequency. Eurostat recommends computing the HPI using a hedonic method. Most NSIs have followed this advice, although they differ in their choice of method. Some NSIs use stratified medians instead of hedonic methods. We evaluate the theoretical and empirical properties of both hedonic and stratified median methods. Of particular concern is the comparability of the HPIs across countries when computed using different methods. Our empirical comparisons use detailed micro-level data sets for Sydney and Tokyo, containing about 867,000 actual housing transactions. All the hedonic methods perform better than stratified medians. The hedonic methods generate quite similar results, except when applied to new dwellings in Tokyo. This finding shows that the choice of hedonic method can be important for smaller countries with less data. Also, the widely used hedonic repricing method becomes unreliable when the reference shadow prices are not updated frequently.

JEL Classification: C43, E31, R31

Mots-clés : marché de l'immobilier, indice de prix, réévaluation des prix, caractéristiques moyennes, imputation hédonique, indicatrice temporelle sur période glissante

Keywords: housing market, price index, repricing, average characteristics, hedonic imputation, rolling time dummy

* Département d'économie, Université de Graz, Autriche (robert.hill@uni-graz.at, michael.scholz@uni-graz.at, miriam.steurer@uni-graz.at)

** Université Nihon, Tokyo (shimizu.chihiro@nihon-u.ac.jp)

Une version préliminaire de cet article a été présentée lors de la 15e réunion du Groupe Ottawa qui s'est tenue du 10 au 12 mai 2017 à Eltville am Rhein, en Allemagne. Ce projet a bénéficié du soutien financier de l'agence autrichienne de promotion de la recherche (FFG), subvention #10991131. Robert Hill et Miriam Steurer ont fait partie de l'équipe d'experts, qui a conseillé Eurostat sur le traitement des Logements occupés par leurs propriétaires (LOP) dans l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH). Cet article est un prolongement de ce projet. Les opinions exprimées ici sont celles des auteurs, et ne sont pas forcément représentatives de celles d'Eurostat

Reçu le vendredi 9 juin 2017, accepté après révisions le 19 février 2018

L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Le rôle fondamental que joue l'immobilier dans l'économie au sens large a été mis en évidence lors de la crise financière mondiale de 2007-2011, qui a commencé sur le marché immobilier des États-Unis. Il est donc essentiel que les gouvernements, les banques centrales et les participants des marchés soient bien informés des tendances et fluctuations des prix de l'immobilier. En Europe, Eurostat – l'institut statistique de l'Union européenne (UE) – demande, depuis 2012 (voir Eurostat, 2017) aux instituts nationaux de statistique (INS) de chaque État-membre de l'UE de calculer des indices de prix des logements (IPL) officiels. Toutefois, les IPL peuvent être fortement sensibles à leur méthode de construction, et cette sensibilité peut être source de confusion chez les utilisateurs (voir Silver, 2015). Dans un contexte européen, il est également important que les IPL de pays différents puissent être raisonnablement comparés, en particulier au sein de la zone Euro : la Banque centrale européenne s'appuie sur différentes informations, notamment les IPL, pour prendre ses décisions de politique monétaire, ou relatives à la régulation des marchés financiers et au contrôle de la stabilité financière.

La difficulté à mesurer l'évolution des prix de l'immobilier résulte de ce que les logements différents, tant en termes de caractéristiques physiques que de localisation. Les IPL doivent tenir compte de ces différences de qualité. Sinon, l'indice de prix confondrait évolution des prix et différences de qualité. L'ampleur de ces problèmes de mesure a été récemment reconnu par la communauté internationale et la Commission européenne, Eurostat, l'ONU, l'OIT, l'OCDE, la Banque mondiale et le FMI ont élaboré conjointement un Manuel sur les indices des prix des propriétés résidentielles (IPPR), qui fut achevé en 2013 (Eurostat, 2013).

Les méthodes hédoniques – qui expriment le prix des logements en fonction d'un vecteur de caractéristiques – sont idéalement adaptées à la construction d'IPL, ajustés des effets qualité (voir Diewert, 2010 ; Hill, 2013). Eurostat recommande aux INS de calculer l'IPL à l'aide d'une approche hédonique, mais ne donne pas de recommandation précise sur la méthode hédonique à mettre en œuvre. Par conséquent, les pays ont adopté des méthodes diverses. Au total, sont utilisées six méthodes différentes :

(i) la réévaluation des prix, en Autriche, en Belgique, en Finlande, en Hongrie, en Italie, en Lettonie, au Luxembourg, au Norvège et en Slovaquie ;

(ii) les caractéristiques moyennes, en Roumanie et en Espagne ;

(iii) l'imputation hédonique, en Allemagne et au Royaume-Uni ;

(iv) les indicatrices temporelles sur période glissante (RTD), en Croatie, à Chypre, en France, en Irlande et au Portugal ;

(v) la médiane stratifiée (ou ajustée de la composition), en Bulgarie, en Estonie, en Islande, en Lituanie, en Pologne, en République tchèque et en Slovaquie ;

(vi) le ratio prix de vente-évaluation (SPAR), au Danemark, aux Pays-Bas et en Suède.

Les sources des méthodes utilisées par chaque pays sont recensées dans le complément en ligne C1. Les quatre premières méthodes sont des méthodes hédoniques. La méthode (v), en faisant la moyenne des médianes par strate, fournit un ajustement partiel de la qualité, de moindre ampleur que la méthode hédonique. La méthode (vi) combine prix réels et évaluations d'experts (voir Haan *et al.*, 2008). Pour chaque méthode, la taxonomie peut être affinée, en ce qu'une même méthode de base utilisée dans deux pays peut légèrement différer par la manière dont elle est formulée. Par exemple, concernant la méthode RTD, certains pays utilisent une fenêtre temporelle glissante de deux trimestres, tandis que d'autres utilisent une fenêtre de quatre ou cinq trimestres, alors qu'avec la méthode de réévaluation des prix, les pays n'actualisent pas tous à la même fréquence les prix virtuels des caractéristiques de référence.

Notre objectif est ici d'évaluer les propriétés théoriques et empiriques des méthodes (i), (ii), (iii), (iv) et (v) utilisées par les INS en Union européenne pour calculer leurs IPL. Nous ne tenons pas compte de la méthode (vi) – SPAR – puisque, dans nos bases de données, nous n'avons accès à aucune évaluation de spécialistes. Nous portons une attention particulière à la comparabilité des IPL d'un pays à l'autre lorsque ceux-ci sont calculés avec des méthodes différentes. Nous montrons que les structures sous-jacentes des méthodes de réévaluation des prix, des caractéristiques moyennes et d'imputation hédonique présentent des caractéristiques communes. L'approche de la méthode RTD diffère quelque peu.

Sur le plan empirique, nous comparons les méthodes hédoniques et celle des médianes stratifiées à l'aide de données détaillées au

niveau micro pour Sydney et Tokyo. Ces bases de données ont été sélectionnées car elles regroupent environ 867 000 transactions immobilières effectives, et couvrent un intervalle de temps assez long. Les données de Sydney couvrent 11 ans, et celles de Tokyo 30 ans. Dans les comparaisons de méthodes hédoniques, il est en effet important de disposer de séries temporelles suffisamment longues, car les problèmes de dérive ou de biais ne peuvent se manifester que sur des horizons temporels de cette longueur. Pour une bonne compréhension de la performance empirique des méthodes hédoniques, il est essentiel de les comparer sur des bases de données immobilières réelles plutôt que sur de simples données simulées. De même, l'évaluation de méthodes utilisées en UE avec des données qui ne concernent pas l'UE permet d'apporter un contrôle indépendant du choix de méthode.

L'objectif principal de ces comparaisons empiriques est double. Premièrement, il s'agit d'établir le degré de sensibilité des IPL au choix de la méthode hédonique. Ensuite, il convient de déterminer les éventuelles méthodes hédoniques (calculées trimestriellement) qui se comportent anormalement, en particulier sur des horizons temporels de long terme (par exemple, dix ans et plus). Cela est potentiellement problématique, en particulier pour la méthode de réévaluation des prix, largement utilisée, qui extrapole les résultats à des périodes ultérieures à partir de prix virtuels des caractéristiques estimés pour la période de référence.

La méthode de réévaluation des prix, lorsqu'elle est actualisée au moins tous les cinq ans, produit d'assez bons résultats avec nos bases de données. La plus grande surprise vient de ce que les versions Paasche et Laspeyres de la méthode hédonique à double imputation affichent une dérive considérable sur la base de données relative aux appartements de Sydney. Une dérive est également constatée pour le jeu de données relatif aux appartements de Tokyo. Heureusement, aucun INS d'Europe n'utilise l'une ou l'autre de ces méthodes. La version de Törnqvist de la méthode hédonique de double imputation, utilisée en Allemagne, ne connaît pas de dérive.

Eurostat recommande que chaque INS calcule des indices hédoniques distincts pour les maisons et pour les appartements. Nous avons pu le faire pour Sydney, mais pas pour Tokyo, puisque presque toutes les transactions tokyoïtes concernent des appartements.

Par ailleurs, des indices spécifiques aux logements neufs sont nécessaires pour l'indice de prix des logements occupés par leurs propriétaires (IPLP), utilisé expérimentalement dans l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) (voir Eurostat, 2017). Comme la caractéristique relative à l'âge des logements est incluse dans la base de données de Tokyo mais pas dans celle de Sydney, nous avons pu calculer un IPL pour les habitations neuves de Tokyo, mais pas pour Sydney. À cet égard, nos conclusions pour Tokyo ont des implications importantes pour les IPL, les IPLP et l'IPCH en Europe.

Le reste de l'article est organisé selon la structure suivante. La section suivante explicite les propriétés théoriques des méthodes hédoniques utilisées par les INS en Europe pour calculer leurs IPL. Les méthodes hédoniques sont ensuite comparées empiriquement à l'aide des données relatives à Sydney et Tokyo. Nos principaux résultats sont enfin résumés en conclusion.

Quelques méthodes alternatives pour construire des indices de prix des logements hédoniques (IPL)

Toutes les méthodes examinées ici sont formulées pour être compatibles avec les recommandations d'Eurostat. Dans d'autres contextes, ces méthodes pourraient être structurées légèrement différemment.

Méthode de réévaluation des prix

La méthode de réévaluation des prix est actuellement la méthode hédonique la plus largement utilisée dans l'Union européenne pour calculer l'IPL. Elle est utilisée par les INS d'Autriche, de Belgique, de Finlande, de Hongrie, d'Italie, de Lettonie, du Luxembourg, de Norvège et de Slovaquie.

Cette méthode commence par une estimation d'un modèle hédonique semi-log à partir uniquement des données de l'année 1. Ce modèle hédonique peut être exprimé comme suit :

$$\ln p_{(1,q),h} = \sum_{c=1}^C \beta_{1,c} z_{(1,q),h,c} + \varepsilon_{(1,q),h} \quad (1)$$

$z_{(1,q),h,c}$ est le niveau de la caractéristique c de l'habitation h vendue l'année 1, au trimestre q . Les caractéristiques incluent généralement le

type de bien (par ex. maison ou appartement), le nombre de chambres et la surface du terrain. $\hat{\beta}_{1,c}$ désigne le prix virtuel de la caractéristique c à l'année 1, et ε est un terme d'erreur aléatoire.

L'objectif en (1) est d'estimer les prix virtuels $\hat{\beta}_{1,c}$ des caractéristiques. Ils sont calculés à l'aide des données de l'année entière.

Comme elle est en général appliquée à l'IPL, la méthode de réévaluation des prix compare un trimestre $(t, q - 1)$ au trimestre suivant (t, q) à l'aide du vecteur de prix virtuel de l'année de référence.

La formule permettant de calculer l'indice de prix par la méthode de réévaluation comprend deux composantes : un indice de prix non ajusté de la qualité (*Quality unadjusted price index* QUPI) et un facteur d'ajustement de la qualité (*Quality adjustment factor* QAF). Le QUPI est le ratio des moyennes géométriques des prix sur les deux périodes $(t, q - 1)$ et (t, q) , et est calculé comme suit :

$$QUPI_{(t,q),(t,q-1)} = \frac{\tilde{P}_{(t,q)}}{\tilde{P}_{(t,q-1)}} \quad (2)$$

$\tilde{P}_{(t,q-1)}$ et $\tilde{P}_{(t,q)}$ désignent, respectivement, la moyenne géométrique des prix des habitations vendues au trimestre $(t, q - 1)$ et au trimestre (t, q) .

$$\tilde{P}_{(t,q-1)} = \prod_h^{H_{(t,q-1)}} (p_{(t,q-1),h})^{1/H_{(t,q-1)}}, \quad (3)$$

$$\tilde{P}_{(t,q)} = \prod_h^{H_{(t,q)}} (p_{(t,q),h})^{1/H_{(t,q)}}$$

$H_{(t,q-1)}$ et $H_{(t,q)}$ désignent le nombre de biens immobiliers vendus respectivement au $(t, q - 1)$ et au (t, q) . Des moyennes arithmétiques auraient pu être calculées. Cependant, les moyennes géométriques ont l'intérêt d'être davantage compatibles avec un modèle de régression semi-log.

La prochaine étape consiste à calculer un facteur d'ajustement de la qualité (QAF). Cela est effectué en utilisant les prix virtuels de l'année 1 comme point de référence pour comparer la qualité de l'habitation moyenne vendue pendant les périodes $(t, q - 1)$ et (t, q) . La formule de calcul du facteur d'ajustement de la qualité est la suivante :

$$QAF_{(t,q-1),(t,q)} = \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q),c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q-1),c}\right)}, \quad (4)$$

où

$$\bar{z}_{(t,q-1),c} = \frac{1}{H_{(t,q-1)}} \sum_{h=1}^{H_{(t,q-1)}} z_{(t,q-1),h,c},$$

$$\bar{z}_{(t,q),c} = \frac{1}{H_{(t,q)}} \sum_{h=1}^{H_{(t,q)}} z_{(t,q),h,c},$$

désignent le panier moyen de caractéristique c aux périodes $(t, q - 1)$ et (t, q) , respectivement, calculé à l'aide de la formule de la moyenne arithmétique. Dans le cas de variables muettes, comme les codes postaux, la moyenne mesure la proportion des transactions pour un code postal donné. Par exemple, si 1 pour cent des transactions ont lieu au sein du code postal 1, le panier moyen pour ce code postal 1 est égal à 0.01.

L'indice de prix selon la méthode de la réévaluation peut ensuite être obtenu en divisant l'indice de prix non ajusté de la qualité (QUPI) de (2) par le facteur d'ajustement de la qualité (QAF) de (4), comme suit :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} &= \frac{QUPI_{(t,q),(t,q-1)}}{QAF_{(t,q-1),(t,q)}} = \frac{\tilde{P}_{(t,q)}}{\tilde{P}_{(t,q-1)}} \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q),c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q-1),c}\right)} \\ &= \frac{\tilde{P}_{(t,q)}}{\tilde{P}_{(t,q-1)}} \frac{Q_{1,(t,q)}^L}{Q_{1,(t,q-1)}^L}, \end{aligned} \quad (5)$$

où $Q_{1,(t,q)}^L$ désigne un indice de quantité de Laspeyres entre l'année 1 et le trimestre (t, q) . On constate que le QAF peut être reformulé comme un rapport d'indices de Laspeyres, comme suit :

$$\begin{aligned} QAF_{(t,q-1),(t,q)} &= \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q),c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q-1),c}\right)} \\ &= \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q-1),c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(1,1),c}\right)} \frac{Q_{1,(t,q)}^L}{Q_{1,(t,q-1)}^L}. \end{aligned}$$

Plus généralement, concernant le premier trimestre de la base de données (1,1), l'indice de prix pour la période (t, q) est calculé comme suit :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t,q)}}{P_{(1,1)}} &= \frac{\tilde{P}_{(t,q)}}{\tilde{P}_{(1,1)}} \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q),c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(1,1),c}\right)} \\ &= \frac{\tilde{P}_{(t,q)}}{\tilde{P}_{(1,1)}} \frac{Q_{1,(t,q)}^L}{Q_{1,(1,1)}^L}, \end{aligned} \quad (6)$$

où \tilde{P} désigne de nouveau un prix moyen géométrique, tel que défini en (3). Une

caractéristique intéressante de la méthode de réévaluation des prix est qu'elle ne nécessite qu'une seule estimation du modèle hédonique (pour l'année de référence). Il s'agit là peut-être d'une raison de la popularité de cette méthode auprès des INS.

L'année de référence dans la méthode de réévaluation des prix devrait être régulièrement actualisée. Par exemple, l'Italie et le Luxembourg l'actualisent chaque année. Toutefois, les INS qui utilisent cette méthode ne le font pas tous aussi fréquemment. C'est là le problème clé de cette méthode. Il peut être tentant de ne pas actualiser l'année de référence. Lors des comparaisons empiriques qui suivent, qui s'appuient sur les données de Sydney et de Tokyo, nous examinons deux versions de la méthode de réévaluation des prix. Dans la première, l'année de référence n'est pas jamais actualisée, tandis qu'elle l'est tous les cinq ans dans la seconde. Nos résultats empiriques démontrent que l'absence d'actualisation de l'année de référence peut induire une dérive dans l'indice.

Méthode des caractéristiques moyennes

La méthode des caractéristiques moyennes et celle de l'imputation hédonique commencent toutes les deux par une estimation du modèle hédonique semi-log suivant, séparément pour chaque période. Par exemple, pour les périodes $(t, q - 1)$ et (t, q) , le modèle de régression prend les formes suivantes :

$$\ln p_{(t,q-1),h} = \sum_{c=1}^C \beta_{(t,q-1),c} z_{(t,q-1),h,c} + \varepsilon_{(t,q-1),h} \quad (7)$$

$$\ln p_{(t,q),h} = \sum_{c=1}^C \beta_{(t,q),c} z_{(t,q),h,c} + \varepsilon_{(t,q),h} \quad (8)$$

où h indexe les transactions immobilières de la période (t, q) , $p_{(t,q),h}$ le prix de la transaction et $z_{(t,q),h,c}$ le niveau de la caractéristique c dans l'habitation h . À la différence de la méthode de réévaluation des prix, les estimations des prix virtuels des caractéristiques, $\beta_{(t,q),c}$ sont spécifiques à la période (t, q) et sont actualisées à chaque période.

L'étape suivante consiste à élaborer un panier moyen de caractéristiques. La méthode hédonique évalue ensuite l'évolution dans le temps du prix imputé de l'habitation moyenne. La version utilisée par les INS en Europe calcule un panier moyen $\bar{z}_{t,c}$ à partir des données d'une année entière, à l'aide de la formule

de la moyenne arithmétique. Par conséquent, l'indice de prix entre deux trimestres adjacents de la même année est désormais calculé comme suit :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} &= \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} \bar{z}_{t-1,c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} \bar{z}_{t-1,c}\right)} \\ &= \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} \bar{z}_{t-1,c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{t-1,c} \bar{z}_{t-1,c}\right)} \bigg/ \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} \bar{z}_{t-1,c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{t-1,c} \bar{z}_{t-1,c}\right)} \\ &= \frac{P_{t-1,(t,q)}^L}{P_{t-1,(t,q-1)}^L}, \end{aligned} \quad (9)$$

où $P_{t-1,(t,q)}^L$ désigne un indice de prix de Laspeyres entre les périodes $t - 1$ et (t, q) . D'après la première ligne de (9), nous constatons que l'indice de prix global peut être exprimé en tant qu'indice de Lowe (c'est-à-dire un indice de panier fixe, dans lequel la période du panier n'est pas la même que celle des deux périodes comparées). La seconde ligne de (9) montre que le prix global peut également être exprimé en tant que ratio de deux indices de prix de Laspeyres.

Une fois par an, le panier moyen de caractéristiques est actualisé. Cela peut être fait à la fin de l'année, une fois toutes les données de l'année disponibles. L'indice de prix entre le quatrième trimestre d'une année et le premier trimestre de l'année suivante est donc calculé comme suit :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t+1,1)}}{P_{(t,4)}} &= \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t+1,1),c} \bar{z}_{t,c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,4),c} \bar{z}_{t,c}\right)} \\ &= \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t+1,1),c} \bar{z}_{t,c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{t,c} \bar{z}_{t,c}\right)} \bigg/ \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,4),c} \bar{z}_{t,c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{t,c} \bar{z}_{t,c}\right)} \\ &= \frac{P_{t,(t+1,1)}^L}{P_{t,(t,4)}^L}, \end{aligned} \quad (10)$$

De nouveau, l'indice de prix global peut également être exprimé comme le ratio de deux indices de prix de Laspeyres.

Concernant le premier trimestre de la base de données (1,1), l'indice de prix pour la période $(t + 1, 1)$ est calculé comme suit :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t+1,1)}}{P_{(1,1)}} &= \frac{P_{0,(1,2)}^L}{P_{0,(1,1)}^L} \times \frac{P_{0,(1,3)}^L}{P_{0,(1,2)}^L} \times \frac{P_{0,(1,4)}^L}{P_{0,(1,3)}^L} \times \frac{P_{1,(2,1)}^L}{P_{1,(1,4)}^L} \dots \\ &\quad \times \frac{P_{t-1,(t,4)}^L}{P_{t-1,(t,3)}^L} \times \frac{P_{t,(t+1,1)}^L}{P_{t,(t,4)}^L}. \end{aligned}$$

Il s'avère aussi que la méthode de réévaluation des prix peut être représentée comme une méthode des caractéristiques moyennes à base fixe. Supposons, comme cela est le cas dans les méthodes des caractéristiques moyennes et de l'imputation hédonique, que le modèle hédonique est estimé pour un seul trimestre. Les erreurs imputées à partir du modèle hédonique semi-log pour le trimestre s peuvent ainsi être exprimées comme suit :

$$\hat{\varepsilon}_{sh} = \ln p_{sh} - \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{s,c} \bar{z}_{shc}$$

Par construction avec les MCO, $\sum_{h=1}^{H_t} \hat{\varepsilon}_{sh} = 0$. D'où :

$$\sum_{h=1}^{H_t} \left[\ln p_{sh} - \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{s,c} \bar{z}_{shc} \right] = 0$$

qui implique à son tour que le prix moyen géométrique prenne la forme suivante :

$$\tilde{p}_s = \exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{s,c} \bar{z}_{sc} \right)$$

En remplaçant cette expression dans la formule de réévaluation des prix (les prix virtuels n'étant estimés qu'avec le premier trimestre, et pas avec la première année), on obtient :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t,q)}}{P_{(1,1)}} &= \frac{\tilde{p}_{(t,q)}}{\tilde{p}_{(t,q-1)}} \frac{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(1,1),c} \bar{z}_{(t,q),c} \right)}{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(1,1),c} \bar{z}_{(t,q-1),c} \right)} \\ &= \frac{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} \bar{z}_{(t,q),c} \right)}{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} \bar{z}_{(t,q-1),c} \right)} \frac{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(1,1),c} \bar{z}_{(t,q),c} \right)}{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(1,1),c} \bar{z}_{(t,q-1),c} \right)} \\ &= \frac{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} \bar{z}_{(t,q),c} \right)}{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(1,1),c} \bar{z}_{(t,q),c} \right)} \frac{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(1,1),c} \bar{z}_{(t,q-1),c} \right)}{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(1,1),c} \bar{z}_{(t,q-1),c} \right)} \\ &= \frac{P_{(1,1),(t,q)}^P}{P_{(1,1),(t,q-1)}^P}, \end{aligned} \quad (11)$$

où $P_{(1,1),(t,q)}^P$ désigne un indice de prix de Paasche entre les périodes (1,1) et (t,q). La méthode de réévaluation des prix peut ainsi également être interprétée comme une méthode des caractéristiques moyennes utilisant la formule de l'indice de prix de Paasche.

À notre connaissance, ce résultat est inédit dans la littérature. Il est aussi quelque peu paradoxal que cette version de la méthode de réévaluation des prix puisse être écrite comme un ratio d'indices de prix de Paasche, alors que ces indices de prix requièrent des prix virtuels estimés des caractéristiques des périodes (t,q-1) et (t,q). En revanche, nous pouvons constater d'après la première ligne de (11) qu'en pratique, seuls les prix virtuels

des caractéristiques de la période (1,1) sont nécessaires.

Méthode d'imputation hédonique

Une fois le modèle hédonique estimé, il est possible de se poser des questions contrefactuelles, par exemple sur le prix d'un logement donné si sa vente avait lieu à la période t au lieu de la période effective $t+1$. Se fondant sur cette approche, la méthode d'imputation hédonique construit des prix relatifs mesurant l'évolution des prix entre la période t et $t+1$ de tout logement vendu à la période t et de même pour tout logement vendu à la période $t+1$. Une moyenne de ces prix relatifs est ensuite prise sur l'ensemble des habitations pour obtenir l'indice de prix global. Nous présenterons ici deux variantes légèrement différentes de la méthode d'imputation hédonique. La première est utilisée par l'INS du Royaume-Uni et la seconde par l'INS d'Allemagne. Les deux versions utilisent la même estimation de modèle hédonique que la méthode des caractéristiques moyennes (8) pour imputer des prix à chaque habitation. Par exemple, $\hat{p}_{(t,q),h}(z_{t-1,h})$ désigne un prix imputé à la période (t,q) pour l'habitation h , en réalité vendue un an auparavant à la période (t-1,q). La version anglaise est un indice de Lowe chaîné, dans lequel le panier de référence est composé de toutes les habitations vendues l'année précédente. Pour comparer deux trimestres de la même année (ici, t), la formule est la suivante :

$$\frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} = \prod_{h=1}^{H_{t-1}} \left[\frac{\hat{p}_{(t,q),h}(z_{t-1,h})}{\hat{p}_{(t,q-1),h}(z_{t-1,h})} \right]^{1/H_{t-1}}, \quad (12)$$

H_{t-1} désigne le nombre de biens immobiliers vendus dans l'année $t-1$. Lorsque le 4^e trimestre est comparé au 1^{er} trimestre de l'année suivante, le panier de référence est actualisé comme suit :

$$\frac{P_{(t+1,1)}}{P_{(t,4)}} = \prod_{h=1}^{H_t} \left[\frac{\hat{p}_{(t+1,1),h}(z_{t,h})}{\hat{p}_{(t,4),h}(z_{t,h})} \right]^{1/H_t}. \quad (13)$$

Lorsque le modèle hédonique sous-jacent a une forme fonctionnelle semi-log, la méthode britannique est en fait identique à la méthode des caractéristiques moyennes présentée plus haut. Cette dualité entre méthode des caractéristiques moyennes et méthode d'imputation hédonique est étudiée plus en détail dans Hill et Melser (2008). Dans le cas de la méthode

britannique, la dualité peut être démontrée comme suit :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} &= \prod_{h=1}^{H_{t,q}} \left[\frac{\hat{P}_{(t,q),h}(z_{t-1,h})}{\hat{P}_{(t,q-1),h}(z_{t-1,h})} \right]^{1/H_{t,q-1}} \\ &= \prod_{h=1}^{H_{t,q}} \left[\frac{\sum_{c=1}^C \exp(\hat{\beta}_{(t,q)} z_{t-1,h})}{\sum_{c=1}^C \exp(\hat{\beta}_{(t,q-1)} z_{t-1,h})} \right]^{1/H_{t,q-1}} \\ &= \frac{1}{H_{t-1}} \frac{\sum_{c=1}^C \sum_{h=1}^{H_{t-1}} \exp(\hat{\beta}_{(t,q)} z_{t-1,h})}{\sum_{c=1}^C \sum_{h=1}^{H_{t-1}} \exp(\hat{\beta}_{(t,q-1)} z_{t-1,h})} \\ &= \frac{\exp \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} \bar{z}_{t-1,c}}{\exp \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} \bar{z}_{t-1,c}} = \frac{P_{t-1,(t,q)}^L}{P_{t-1,(t,q-1)}^L}. \end{aligned} \quad (14)$$

Par analogie, il peut être démontré que :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t+1,1)}}{P_{(t,4)}} &= \prod_{h=1}^{H_t} \left[\frac{\hat{P}_{(t+1,1),h}(z_{t,h})}{\hat{P}_{(t,4),h}(z_{t,h})} \right]^{1/H_t} \\ &= \frac{\exp \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t+1,1),c} \bar{z}_{t,c}}{\exp \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,4),c} \bar{z}_{t,c}} = \frac{P_{t,(t+1,1)}^L}{P_{t,(t,4)}^L}. \end{aligned} \quad (15)$$

En revanche, la version allemande utilise une formule de type Törnqvist (c'est-à-dire la moyenne géométrique des formules géométriques de type Laspeyres et de type Paasche), définie comme suit¹ :

Laspeyres géométrique (GL) :

$$\frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} = \left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q-1)}} \frac{\hat{P}_{(t,q),h}(z_{(t,q-1),h})}{\hat{P}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q-1),h})} \right]^{1/H_{(t,q-1)}} \quad (16)$$

Paasche géométrique (GP) :

$$\frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} = \left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q)}} \frac{\hat{P}_{(t,q),h}(z_{(t,q),h})}{\hat{P}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q),h})} \right]^{1/H_{(t,q)}} \quad (17)$$

Törnqvist :

$$\frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} = \left\{ \frac{\left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q-1)}} \frac{\hat{P}_{(t,q),h}(z_{(t,q-1),h})}{\hat{P}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q-1),h})} \right]^{1/H_{(t,q-1)}}}{\left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q)}} \frac{\hat{P}_{(t,q),h}(z_{(t,q),h})}{\hat{P}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q),h})} \right]^{1/H_{(t,q)}}} \right\}^{1/2} \quad (18)$$

Ici, il n'y a aucune différence entre comparer deux trimestres de la même année et comparer le dernier trimestre d'une année et le premier de l'année suivante.

Lorsque le modèle hédonique sous-jacent est de type semi-log, les indices d'imputation hédonique Laspeyres géométrique (GL), Paasche géométrique (GP) et Törnqvist peuvent être représentés comme des méthodes de caractéristiques moyennes, à savoir :

$$\begin{aligned} \text{GL} : \left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q-1)}} \frac{\hat{P}_{(t,q),h}(z_{(t,q-1),h})}{\hat{P}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q-1),h})} \right]^{1/H_{(t,q-1)}} \\ = \frac{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} \bar{z}_{(t,q-1),c} \right)}{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} \bar{z}_{(t,q-1),c} \right)} = P_{(t,q-1),(t,q)}^L \end{aligned} \quad (19)$$

$$\begin{aligned} \text{GP} : \frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} &= \left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q)}} \frac{\hat{P}_{(t,q),h}(z_{(t,q),h})}{\hat{P}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q),h})} \right]^{1/H_{(t,q)}} \\ &= \frac{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} \bar{z}_{(t,q),c} \right)}{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} \bar{z}_{(t,q),c} \right)} = P_{(t,q-1),(t,q)}^P \end{aligned} \quad (20)$$

Törnqvist :

$$\begin{aligned} \left\{ \frac{\left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q-1)}} \frac{\hat{P}_{(t,q),h}(z_{(t,q-1),h})}{\hat{P}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q-1),h})} \right]^{1/H_{(t,q-1)}}}{\left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q)}} \frac{\hat{P}_{(t,q),h}(z_{(t,q),h})}{\hat{P}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q),h})} \right]^{1/H_{(t,q)}}} \right\}^{1/2} \\ = \left\{ \frac{\exp \left[\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} (\bar{z}_{(t,q-1),c} - \bar{z}_{(t,q),c}) \right]}{\exp \left[\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} (\bar{z}_{(t,q-1),c} - \bar{z}_{(t,q),c}) \right]} \right\}^{1/2} \\ = \left(P_{(t,q-1),(t,q)}^L \times P_{(t,q-1),(t,q)}^P \right)^{1/2} = P_{(t,q-1),(t,q)}^F \end{aligned} \quad (21)$$

où $P_{(t,q-1),(t,q)}^F$ désigne une comparaison d'indices de prix de Fisher entre les périodes $(t, q-1)$ et (t, q) .

Concernant le premier trimestre de la base de données (1,1), l'indice de prix pour la période $(t+1, 1)$ est calculé comme suit :

$$\frac{P_{(t+1,1)}}{P_{(1,1)}} = P_{(1,1),(1,2)}^F \times P_{(1,2),(1,3)}^F \times \dots \times P_{(t+1,1),(t,4)}^F.$$

En pratique, cela signifie que la méthode britannique est pour l'essentiel équivalente à la méthode des caractéristiques moyennes utilisée en Roumanie et en Espagne. Même si la méthode allemande peut aussi être représentée

1. Silver (2016, pp. 54-57) désigne les indices de Törnqvist de (18) et (21) comme indices hybrides de type Fisher.

comme une méthode des caractéristiques moyennes, l'Allemagne est le seul pays de l'UE à utiliser une formule de Törnqvist pour construire son IPL.

Méthode des indicatrices temporelles sur période glissante

Plusieurs INS d'Europe utilisent la méthode des indicatrices temporelles sur période glissante (*Rolling Time Dummy*, RTD), telle que proposée par Shimizu *et al.* (2010) (voir aussi O'Hanlon, 2011). La RTD est une variante de la méthode hédonique des variables indicatrices temporelles, largement utilisée. La relation entre variable indicatrice temporelle et méthodes d'imputation hédonique a été examinée par Diewert *et al.* (2009) et par Haan (2010). Pour étudier la méthode RTD, nous utilisons une notation légèrement différente de celle que nous avons utilisée jusqu'à présent dans cet article. Nous faisons simplement référence aux périodes désignées par s et t , sans distinguer l'année ni le trimestre dans lesquels elles se trouvent. La méthode RTD commence par estimer le modèle hédonique suivant, sur une fenêtre temporelle de $k + 1$ périodes commençant à la période s :

$$\ln p_{uh} = \sum_{c=1}^C \beta_{(s,s+k),c} z_{uhc} + \sum_{c=1}^C \delta_i D_{ih} + \varepsilon_{uh} \quad (22)$$

où h indexe maintenant les transactions immobilières aux périodes $s, \dots, s + k$, et D_{ih} est une variable muette égale à 1 lorsque $u = i$ pour la période à laquelle l'habitation est vendue, et à zéro dans les autres cas. On suppose maintenant que les prix virtuels des caractéristiques pour chaque période de la fenêtre temporelle sont égaux (i.e., $\beta_{s,c} = \beta_{s+1,c} = \dots = \beta_{s+k,c} = \beta_{(s,s+k),c}$). La méthode RTD avance ensuite la fenêtre d'une période, et re-estime le modèle.

La méthode RTD déduit l'indice de prix en comparant la période $t + k - 1$ à la période $t + k$, comme suit :

$$\frac{P_{t+k}}{P_{t+k-1}} = \frac{\exp(\hat{\delta}_{t+k}^t)}{\exp(\hat{\delta}_{t+k-1}^t)} \quad (23)$$

Un exposant t est inclus aux coefficients δ estimés pour indiquer qu'ils ont été obtenus à partir du modèle hédonique avec la période t comme référence. Le modèle hédonique avec la période t comme référence n'est utilisé que pour calculer l'évolution des prix des habitations entre la période $t + k - 1$ et la période $t + k$. La fenêtre est ensuite avancée

d'une période et le modèle hédonique est à nouveau estimé. L'évolution du prix des habitations entre la période $t + k$ et la période $t + k + 1$ est alors calculée comme suit :

$$\frac{P_{t+k+1}}{P_{t+k}} = \frac{\exp(\hat{\delta}_{t+k+1}^{t+1})}{\exp(\hat{\delta}_{t+k}^{t+1})} \quad (24)$$

où la période de référence du modèle hédonique est désormais $t + 1$. L'indice de prix sur plusieurs périodes est calculé en enchaînant ces comparaisons bilatérales, comme suit :

$$\frac{P_{t+k+1}}{P_t} = \frac{\exp(\hat{\delta}_{t+1}^{t-k}) \exp(\hat{\delta}_{t+2}^{t-k+1}) \dots \exp(\hat{\delta}_{t+k+1}^{t+1})}{\exp(\hat{\delta}_t^{t-k}) \exp(\hat{\delta}_{t+1}^{t-k+1}) \dots \exp(\hat{\delta}_{t+k}^{t+1})} \quad (25)$$

Un compromis doit être trouvé lors du choix de la longueur de la fenêtre. Une fenêtre plus longue augmente la taille de l'échantillon et la robustesse de l'indice de prix. D'un autre côté, une fenêtre plus longue tend à lisser le signal de prix, ce qui fournit un indicateur moins à jour et moins pertinent pour le marché. La longueur de fenêtre optimale varie en fonction de la base de données. Lorsqu'on dispose de peu de données, les méthodes RTD4T et RTD5T (c'est-à-dire avec des fenêtres de 4 ou 5 trimestres) sont à privilégier à la RTD2T (avec une fenêtre de 2 trimestres). En Europe, les INS qui utilisent la méthode RTD ont sélectionné les longueurs de fenêtre suivantes : 2 en France, 4 à Chypre, 5 en Irlande, 2 au Portugal, 4 en Croatie.

Une importante caractéristique de la méthode RTD est qu'une fois une évolution de prix P_{t+k}/P_{t+k-1} calculée, elle n'est jamais révisée. Ainsi, lorsque les données de la période suivante $t + k + 1$ deviennent disponibles, les indices de prix $P_t, P_{t+1}, \dots, P_{t+k}$ sont déjà définis. L'unique objectif, lors de l'estimation du modèle hédonique qui inclut les données de la période $t + k + 1$, est de calculer P_{t+k+1} , quel que soit le nombre de périodes incluses dans le modèle hédonique. Plus généralement, cette propriété de n'être jamais révisée est recommandée par Eurostat (2017) et est commune à tous les indices de prix hédoniques examinés ici. Soyons clairs : par « non-révisable », nous signifions que le simple ajout d'une nouvelle période de données ne modifie pas les résultats des précédentes périodes. Si de nouvelles données deviennent disponibles pour les périodes précédentes, c'est une autre question. Dans ce cas, il peut être souhaitable de réviser l'indice existant.

Stratification et médianes stratifiées

Le Manuel sur l'IPPR publié par Eurostat (2013) recommande que les données soient scindées en larges strates par région et type d'immeuble, puis que des méthodes hédoniques soient appliquées séparément à chaque strate. La moyenne des résultats sur les strates est ensuite calculée, en général à l'aide de la formule de la moyenne arithmétique. Une question se pose : la formule de la moyenne arithmétique doit-elle être pondérée par le nombre de transactions ou par le stock de logements de chaque strate ? Pondérer par le stock de logements dans chaque strate pourrait être préférable pour l'analyse macroéconomique, lorsque de telles pondérations sont disponibles. En leur absence, il est probablement préférable de pondérer par le nombre de transactions que de pratiquer une pondération égale.

Parfois, les données ou les ressources disponibles sont insuffisantes pour calculer des indices hédoniques. Dans ces situations, les médianes stratifiées sont souvent utilisées comme solution de rechange plus simple et toutefois moins fiable que les méthodes hédoniques. La première étape du calcul d'un indice médian stratifié (ou ajusté de la composition) consiste à répartir les données par strate. Comme avec les méthodes hédoniques, la première division consiste à séparer les maisons des appartements. Chaque strate peut ensuite être de nouveau divisée en fonction de la localisation, par exemple par province, circonscription, quartier ou code postal. Lorsque des informations sur les caractéristiques physiques du logement sont disponibles, des stratifications peuvent encore être menées, par exemple selon la superficie (surface inférieure ou supérieure à 80 mètres carrés) ou l'âge (par exemple, neuf ou ancien). Dans les applications empiriques, une fois les maisons séparées des appartements, nous nous concentrons sur la stratification de la localisation en fonction des codes postaux et des régions « Residex » pour Sydney, et des circonscriptions pour Tokyo.

Une fois les strates construites, le prix médian de chaque strate est calculé. La moyenne des médianes est ensuite calculée séparément pour les maisons et les appartements, en général à l'aide de la formule de la moyenne arithmétique. De nouveau, la question se pose : doit-on pondérer par le nombre de transactions ou par le stock de logements de chaque strate ?

Relativement à la complexité de calcul, la méthode de la médiane stratifiée se place entre une méthode de médiane simple et une méthode hédonique ajustée de la qualité². Le fait de calculer la moyenne des médianes par strate limite le bruit dans l'indice, qui résulte des changements de composition de l'habitation médiane dans le temps. Même si, en principe, un plus grand nombre de strates devrait être synonyme de meilleur ajustement de la qualité, cette approche devient vite problématique lorsque la classification s'affine et que certaines strates sont vides à certaines périodes (c'est-à-dire qu'aucune transaction n'est enregistrée pour une composition de caractéristiques donnée). Cela limite les possibilités d'ajustement de la qualité des méthodes de médiane stratifiée.

Évaluations des différentes méthodes pour Sydney (2003-2014)

La base de données de Sydney

Nous utilisons une base de données de l'« Australian Property Monitors », composée de prix et de caractéristiques de maisons et appartements vendus à Sydney (Australie) sur les années 2002-2014. Les résultats sont présentés pour les années 2003-2014. Pour certaines méthodes, les données de 2002 sont nécessaires pour calculer les paniers de référence utilisés en 2003.

La forme fonctionnelle de nos modèles hédoniques est semi-logarithmique. Les caractéristiques explicatives des maisons sont :

- le prix de vente réel ;
- la date de vente ;
- le type de bien (par ex. maison indépendante ou mitoyenne) ;
- le nombre de chambres ;
- le nombre de salles de bain ;
- la surface du terrain ;
- le code postal (il y a 202 codes postaux dans la base de données).

Pour les appartements, nous rassemblons le même ensemble de caractéristiques. Toutefois, nous abandonnons la caractéristique « surface du terrain » dans l'analyse hédonique car

2. Le prix médian par mètre carré pourrait être considéré comme une version hautement restrictive d'une méthode hédonique.

elle concerne l'intégralité des strates, et nous n'avons aucune information sur le nombre d'appartements par immeuble. Pour la robustesse de l'analyse et afin de ne pas fausser les résultats, il a été nécessaire de supprimer certaines données aberrantes qui s'expliquent par une concentration des erreurs de saisie sur les valeurs extrêmes des données, liée par exemple à l'inclusion de zéros supplémentaires erronés. Les critères d'exclusion appliqués sont présentés dans le tableau 1. Les données complètes sur l'ensemble des caractéristiques hédoniques sont disponibles pour 380 414 transactions de maisons. Pour les appartements, le nombre correspondant est de 250 005.

Synthèse des méthodes à examiner

Les méthodes qui seront comparées (les dix premières sont hédoniques) sont les suivantes :

1. la méthode de réévaluation des prix (sans actualisation de l'année de référence) RP1 ;
2. celle de réévaluation des prix (avec actualisation de l'année de référence tous les cinq ans) RP2 ;
3. celle de réévaluation des prix (avec actualisation de l'année de référence tous les ans) RP3 ;
4. la méthode des caractéristiques moyennes AC ;
5. la méthode de double imputation géométrique de Laspeyres DIL ;
6. celle de double imputation géométrique de Paasche DIP ;
7. celle de double imputation de Törnqvist DIT ;
8. la méthode des indicatrices temporelles sur période glissante - RTD (2 trimestres) ;
9. la méthode RTD (4 trimestres) ;
10. la méthode RTD (5 trimestres) ;
11. la méthode de la médiane stratifiée.

Dans le cas de Sydney, les indices de prix seront calculés séparément pour les maisons et les appartements. Un IPL global pour Sydney

pourrait ensuite être calculé à l'aide de la méthode standard d'agrégation des strates, présentée brièvement ci-dessus et recommandée au chapitre 5 du Manuel sur l'IPPR (Eurostat, 2013). Pour Tokyo, les données disponibles concernent uniquement des appartements. L'âge des logements est disponible pour Tokyo mais pas pour Sydney. Pour Tokyo, nous calculons donc des indices de prix pour tous les appartements et pour les appartements neufs. Il est particulièrement important d'évaluer la performance des méthodes utilisées par les INS sur une base de données de logements neufs, alors qu'un indice de prix pour les logements neufs est un élément constitutif clé de l'indice expérimental de prix des logements occupés par leurs propriétaires (IPLOP) en Europe, qui est aussi étudié pour être inclus à l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH).

Indices de prix des maisons et appartements à Sydney

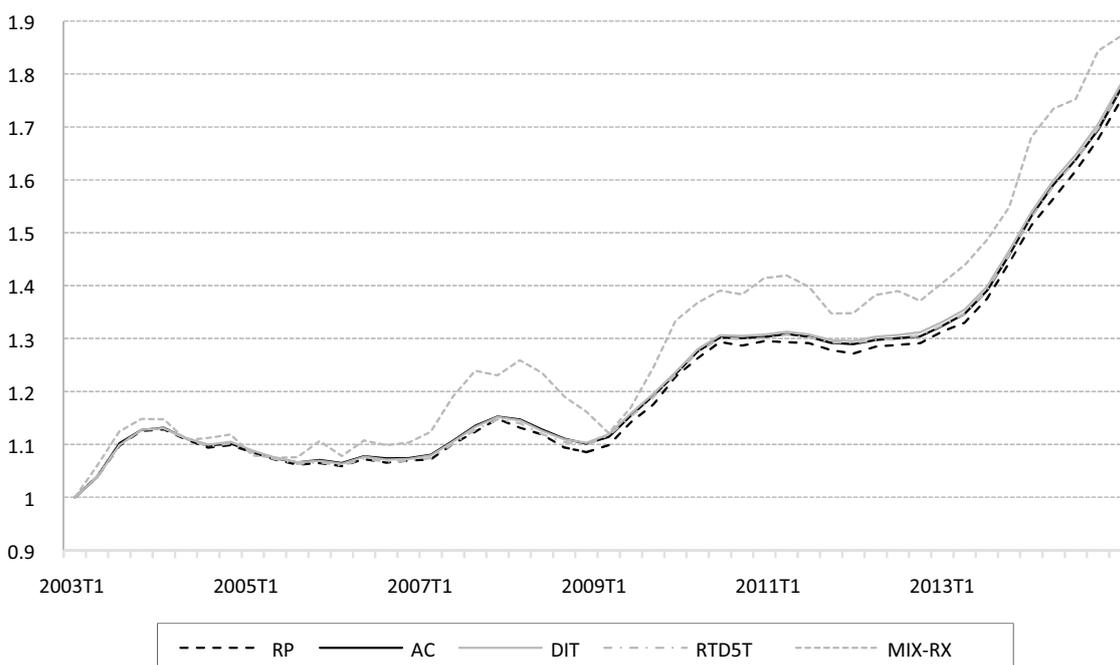
Les indices de prix des maisons pour Sydney calculés par les différentes méthodes discutées plus haut sont présentés dans le tableau C3-1 (complément en ligne C3). Cinq séries sont représentées dans la figure I. Comme le tableau C3-1 et la figure I le mettent clairement en évidence, l'IPL est plutôt robuste au choix de méthode. Sur l'intégralité de la période de l'échantillon, selon la méthode hédonique sélectionnée, les prix des maisons connaissent une augmentation de 73.7 à 78.1 %. Les trois méthodes de réévaluation des prix – la RP1 qui utilise des prix virtuels de 2003, la RP2 qui actualise les prix virtuels tous les cinq ans et la RP3 qui actualise les prix virtuels tous les ans – génèrent la plus faible augmentation de ces prix³. Les résultats de la méthode des médianes stratifiées, calculés de deux manières

3. Des exemples d'estimations des prix virtuels des caractéristiques obtenues avec les modèles hédoniques, sont fournis pour Sydney en 2003 et pour Tokyo en 2002 dans le complément en ligne C2. On peut constater que la majorité des prix virtuels diffèrent considérablement de zéro, à un seuil de signification de 5 %, et que les coefficients de détermination R^2 ajustés sont d'environ 0.85.

Tableau 1
Critères d'exclusion des données aberrantes

	Prix (en dollars)	Chambre (en nombre)	Salle de bain (en nombre)	Surface (en m ²)
Minimum autorisé	100 000	1	1	100
Maximum autorisé	4 000 000	6	6	10 000

Figure I
Estimation des indices de prix des maisons à Sydney (2003T1 = 1)



Note : Méthodes hédoniques : RP = Réévaluation (*repricing*) ; AC = Caractéristiques moyennes ; DIT = double imputation de Törnqvist ; RTD5T = Indicatrices temporelles sur période glissante de cinq trimestres ; méthode de la médiane stratifiée : MIX-RX = ajustement de la composition en stratifiant par région Residex. Période : 2002-2014.
Champ : maisons à Sydney, Australie.
Source : *Australian Property Monitors* ; calculs des auteurs.

différentes, sont également représentés dans le tableau C3-1. La MIX-PC stratifie les maisons par code postal (au nombre de 202). La MIX-RX stratifie par région « Residex » (au nombre de 16)⁴.

La stratification MIX-PC est donc beaucoup plus fine que son pendant, la MIX-RX. Il n'est donc pas surprenant que l'indice MIX-PC soit moins erratique et plus proche des indices hédoniques. L'indice MIX-PC augmente de 82 % tandis que l'indice MIX-RX augmente de 87 %. Le problème n'est pas seulement une augmentation plus rapide que les indices hédoniques, mais également une plus forte volatilité, comme l'illustre la figure I.

La volatilité est un aspect important pour un indice de prix. Un niveau de volatilité supérieur peut signifier un ajustement insuffisant de la qualité⁵. Deux mesures de la volatilité sont considérées : l'erreur quadratique moyenne (*Root mean squared error* RMSE) (26) et l'écart moyen absolu (*Mean absolute deviation* MAD) (27), dans le cas de comparaison d'une année à l'autre pour le même trimestre. Nous définissons ici ces mesures en termes d'écart aux ratios en log.

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^{T-1} \left[\ln \left(\frac{P_{(t+1,q)}}{P_{(t,q)}} \right) - \frac{1}{T-1} \ln \left(\frac{P_{(T,q)}}{P_{(1,q)}} \right) \right]^2} \quad (26)$$

$$\text{MAD} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^{T-1} \left| \ln \left(\frac{P_{(t+1,q)}}{P_{(t,q)}} \right) - \frac{1}{T-1} \ln \left(\frac{P_{(T,q)}}{P_{(1,q)}} \right) \right| \quad (27)$$

$$\text{MIN} = \text{Min}_{1, \dots, T-1} \left\{ 100 \left[\left(\frac{P_{(t+1,q)}}{P_{(t,q)}} \right) - 1 \right] \right\} \quad (28)$$

$$\text{MAX} = \text{Max}_{1, \dots, T-1} \left\{ 100 \left[\left(\frac{P_{(t+1,q)}}{P_{(t,q)}} \right) - 1 \right] \right\} \quad (29)$$

Les statistiques RSME, MAD, MAX et MIN pour les maisons de Sydney sont données dans le tableau 2. Ces statistiques sont calculées d'une

4. Les régions Residex (et leurs codes postaux correspondants entre parenthèses) sont les suivantes : Inner Sydney (2000 à 2020), Eastern Suburbs (2021 à 2036), Inner West (2037 à 2059), Lower North Shore (2060 à 2069), Upper North Shore (2070 à 2087), Mosman-Cremorne (2088 à 2091), Manly-Warringah (2092 à 2109), North Western (2110 à 2126), Western Suburbs (2127 à 2145), Parramatta Hills (2146 à 2159), Fairfield-Liverpool (2160 à 2189), Canterbury-Bankstown (2190 à 2200), St George (2201 à 2223), Cronulla-Sutherland (2224 à 2249), Campbelltown (2552 à 2570), Penrith-Windsor (2740 à 2777).

5. Toutefois, il convient de rester prudent à cet égard, car pour un marché volatil, un bon indice de prix devrait rendre compte de cette volatilité.

Tableau 2
Volatilité des indices de prix des maisons à Sydney

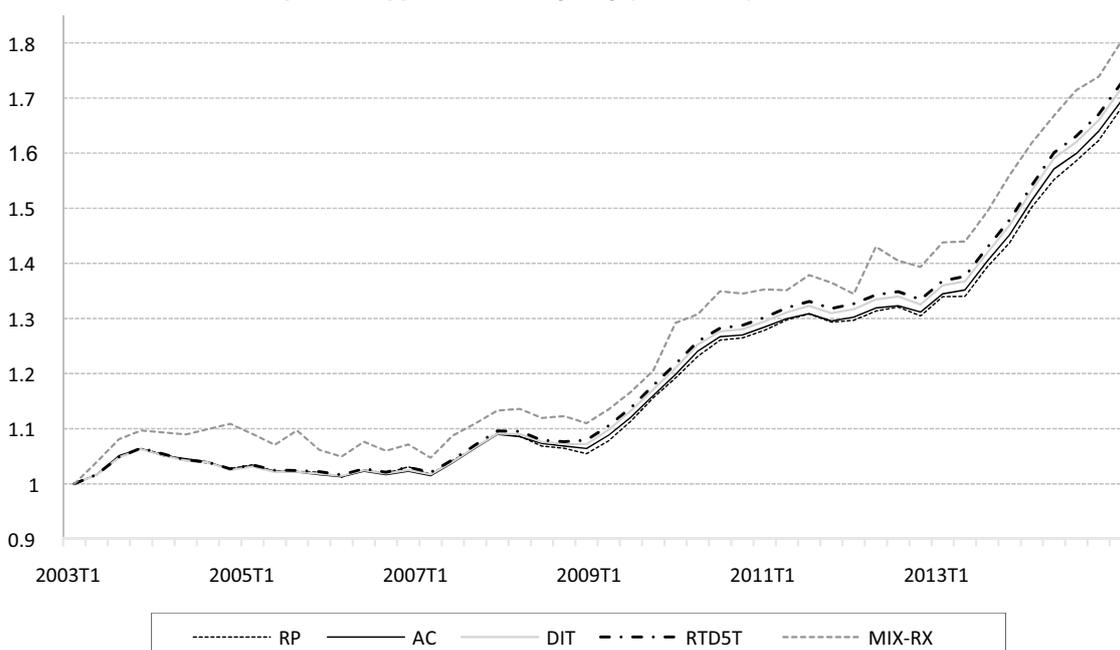
	RP1	RP2	RP3	AC	DIL	DIP	DIT	RTD2T	RTD4T	RTD5T	MIX-PC	MIX-RX
<i>Sur un an (T1)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.068	0.065	0.066	0.068	0.067	0.066	0.067	0.067	0.066	0.066	0.086	0.096
Écart moyen absolu (MAD)	0.057	0.055	0.056	0.058	0.057	0.057	0.057	0.057	0.056	0.056	0.072	0.079
MIN	-3.90	3.90	-3.93	-3.96	-3.69	-3.79	-3.74	-3.76	-3.95	-4.03	-6.31	-10.95
MAX	17.69	17.93	17.93	18.14	18.13	18.01	18.07	18.06	18.00	17.99	20.14	21.97
<i>Sur un an (T2)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.057	0.056	0.056	0.056	0.056	0.055	0.056	0.056	0.056	0.056	0.068	0.069
Écart moyen absolu (MAD)	0.047	0.047	0.046	0.046	0.047	0.045	0.046	0.046	0.046	0.046	0.054	0.054
MIN	-3.47	-3.47	-3.56	-3.36	-3.36	-3.25	-3.30	-3.31	-3.40	-3.46	-4.28	-5.29
MAX	17.63	17.73	17.75	17.84	17.97	17.74	17.86	17.85	17.76	17.73	18.56	18.87
<i>Sur un an (T3)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.058	0.057	0.057	0.057	0.057	0.057	0.057	0.057	0.057	0.057	0.066	0.071
Écart moyen absolu (MAD)	0.052	0.051	0.051	0.051	0.051	0.052	0.051	0.051	0.051	0.051	0.059	0.062
MIN	-2.93	-2.93	-3.10	-2.95	-2.95	-3.07	-3.01	-2.99	-3.04	-3.04	-3.79	-3.95
MAX	16.20	16.46	16.33	16.25	16.38	16.28	16.33	16.37	16.41	16.40	14.53	19.07
<i>Sur un an (T4)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.069	0.067	0.066	0.067	0.067	0.066	0.066	0.066	0.067	0.067	0.071	0.077
Écart moyen absolu (MAD)	0.061	0.06	0.059	0.059	0.059	0.059	0.059	0.059	0.059	0.059	0.062	0.067
MIN	-5.46	-5.02	-4.21	-4.45	-4.43	-4.03	-4.23	-4.21	-4.17	-4.24	-5.64	-5.58
MAX	15.50	15.65	15.65	15.62	15.72	15.51	15.60	15.63	15.69	15.66	17.14	19.63
<i>Sur un trimestre</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.020	0.020	0.020	0.020	0.020	0.020	0.020	0.020	0.020	0.020	0.027	0.030
Écart moyen absolu (MAD)	0.018	0.017	0.017	0.017	0.017	0.017	0.017	0.017	0.017	0.017	0.021	0.025
MIN	-2.22	-1.74	-1.74	-1.75	-1.76	-1.74	-1.74	-1.76	-1.81	-1.79	-4.82	-3.64
MAX	5.69	5.69	5.76	6.08	5.78	5.86	5.82	5.79	5.75	5.73	7.53	8.54

Note : les statistiques RSME, MAD, MIN et MAX sont définies en (26), (27), (28) et (29). Les méthodes hédoniques sont les suivantes : RP1 = réévaluation des prix sans actualisation ; RP2 = réévaluation des prix avec actualisation de la période de référence tous les cinq ans ; RP3 = réévaluation des prix avec actualisation de la période de référence tous les ans ; AC = caractéristiques moyennes ; DIL = double imputation de Laspeyres ; DIP = double imputation de Paasche ; DIT = double imputation de Törnqvist ; RTD2T = Indicatrices temporelles sur période glissante de 2 trimestres ; RTD4T et RTD5T ont respectivement des fenêtres glissantes de 4 et 5 trimestres ; les méthodes des médianes stratifiées sont les suivantes : MIX-PC = ajustement de la composition en stratifiant par code postal ; MIX-RX = ajustement de la composition en stratifiant par région Residex. Période : 2002-2014

Champ : maisons à Sydney, Australie.

Source : *Australian Property Monitors* ; calculs des auteurs.

Figure II
Estimation des indices de prix des appartements à Sydney (2003T1 = 1)



Note : Méthodes hédoniques : RP = Réévaluation (*repricing*) ; AC = Caractéristiques moyennes ; DIT = Törnqvist double imputation ; RTD5T = Indicatrices temporelles sur période glissante de cinq trimestres ; méthode de la médiane stratifiée : MIX-RX = ajustement de la composition en stratifiant par région Residex. Période : 2002-2014.

Champ : appartements à Sydney, Australie.

Source : *Australian Property Monitors* ; calculs des auteurs.

année à l'autre et d'un trimestre à l'autre. Dans le tableau 2, on constate que les indices médians stratifiés sont plus volatils que les indices hédoniques (en particulier dans les comparaisons d'un trimestre à l'autre). Cette plus forte volatilité pouvait être anticipée, puisque les médianes stratifiées ne sont pas complètement ajustées des évolutions de qualité de la médiane dans le temps. Pour la même raison, la volatilité de la médiane stratifiée MIX-PC est inférieure à celle de la MIX-RX : la stratification plus fine de la méthode MIX-PC permet de mieux ajuster l'indice de prix à la qualité.

Les résultats pour les appartements de Sydney, illustrés dans la figure II, sont également raisonnablement robustes au choix de méthode, lorsque la comparaison se limite aux méthodes hédoniques utilisées effectivement par les INS pour calculer l'IPL. La hausse cumulée des prix des appartements, mesurée par les méthodes hédoniques, est comprise entre 68,1 et 72,6 %. L'indice médian stratifié MIX-RX, en revanche, augmente de 80 %.

Les indices en double imputation de Paasche (DIP) et de Laspeyres (DIL) – illustrés dans le tableau C3-2 (voir complément en ligne

C3) mais exclus de la figure II – présentent des signes clairs de dérive. D'après le DIP, les prix n'augmentent que de 65,3 % tandis que d'après le DIL, ils augmentent de 78,1 %. Il est par conséquent heureux qu'aucun des INS n'utilise la DIP ou la DIL. L'INS allemand utilise la méthode de double imputation de Törnqvist (DIT), qui est la moyenne géométrique de la DIP et de la DIL. Les résultats montrent que les dérives de la DIP et de la DIL se compensent, et la DIT semble ainsi ne pas souffrir de problème de dérive.

Compte tenu de la dualité entre méthode des caractéristiques moyennes et méthodes d'imputation hédonique, nous devrions également examiner les conséquences de cette conclusion pour la méthode des caractéristiques moyennes. Cette méthode, qui utilise une formule de type Laspeyres est, elle aussi, potentiellement exposée au risque de dérive. Lorsque le logement moyen est actualisé chaque trimestre à partir des données du trimestre précédent, une dérive se manifeste. En revanche, comme la méthode des caractéristiques moyennes utilisée par les INS n'actualise le logement moyen qu'une fois par an et le

Tableau 3
Volatilité des indices du prix des appartements à Sydney

	RP1	RP2	RP3	AC	DIL	DIP	DIT	RTD2Q	RTD4Q	RTD5Q	MIX-PC	MIX-RX
<i>Sur un an (T1)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.055	0.053	0.053	0.054	0.054	0.053	0.054	0.054	0.053	0.053	0.054	0.059
Écart moyen absolu (MAD)	0.045	0.043	0.044	0.044	0.044	0.042	0.043	0.043	0.043	0.043	0.044	0.051
MIN	-2.17	-2.17	-1.75	-2.00	-2.26	-1.51	-1.89	-1.90	-1.88	-1.86	-3.52	-3.77
MAX	15.81	16.25	16.25	16.25	16.42	16.29	16.36	16.38	16.33	16.32	15.22	15.87
<i>Sur un an (T2)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.045	0.044	0.044	0.045	0.045	0.044	0.045	0.045	0.044	0.044	0.049	0.050
Écart moyen absolu (MAD)	0.034	0.035	0.034	0.035	0.036	0.034	0.035	0.035	0.035	0.035	0.039	0.038
MIN	-1.90	-1.90	-1.78	-2.20	-2.24	-1.75	-1.99	-2.01	-1.85	-1.80	-3.24	-1.74
MAX	13.82	14.16	14.16	13.92	14.18	14.17	14.17	14.18	14.18	14.15	14.40	15.63
<i>Sur un an (T3)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.047	0.048	0.047	0.048	0.049	0.047	0.048	0.048	0.048	0.048	0.051	0.048
Écart moyen absolu (MAD)	0.043	0.043	0.043	0.044	0.044	0.043	0.044	0.044	0.043	0.044	0.047	0.042
MIN	-1.50	-1.50	-1.47	-1.77	-1.84	-1.55	-1.69	-1.70	-1.49	-1.45	-2.39	-3.36
MAX	12.93	12.95	12.94	12.95	12.97	12.92	12.94	13.00	13.00	12.96	11.69	11.97
<i>Sur un an (T4)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.055	0.053	0.053	0.055	0.055	0.053	0.054	0.054	0.054	0.054	0.059	0.059
Écart moyen absolu (MAD)	0.049	0.048	0.047	0.049	0.049	0.047	0.048	0.048	0.048	0.048	0.053	0.050
MIN	-3.44	-3.40	-3.02	-3.56	-4.10	-3.05	-3.58	-3.48	-3.49	-3.52	-3.92	-4.27
MAX	13.05	12.82	12.75	12.62	12.65	13.52	12.89	12.83	12.90	12.82	14.11	16.39
<i>Sur un trimestre</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.017	0.016	0.016	0.016	0.017	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016	0.021	0.023
Écart moyen absolu (MAD)	0.015	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.018	0.019
MIN	-1.65	-1.48	-1.48	-1.34	-1.54	-1.22	-1.38	-1.34	-1.43	-1.44	-2.60	-3.20
MAX	4.49	4.17	4.17	4.28	4.34	4.15	4.25	4.24	4.22	4.21	5.91	7.17

Note : les statistiques RSME, MAD, MIN et MAX sont définies en (26), (27), (28) et (29). Les méthodes hédoniques sont les suivantes : RP1 = réévaluation des prix sans actualisation ; RP2 = réévaluation des prix avec actualisation de la période de référence tous les cinq ans ; RP3 = réévaluation des prix avec actualisation de la période de référence tous les ans ; AC = caractéristiques moyennes ; DIL = double imputation de Laspeyres ; DIP = double imputation de Paasche ; DIT = double imputation de Törnqvist ; RTD2T = Indicatrices temporelles sur période glissante de 2 trimestres ; RTD4T et RTD5T ont respectivement des fenêtres glissantes de 4 et 5 trimestres ; les méthodes des médianes stratifiées sont les suivantes : MIX-PC = ajustement de la composition en stratifiant par code postal ; MIX-RX = ajustement de la composition en stratifiant par région Residex. Période : 2002-2014.

Champ : appartements à Sydney, Australie.

Source : *Australian Property Monitors* ; calculs des auteurs.

calculé d'après les données de l'année entière, le risque de dérive semble être évité.

Les résultats des statistiques RSME, MAD, MAX et MIN pour les appartements de Sydney sont donnés dans le tableau 3. De nouveau, les indices médians stratifiés sont plus volatils que les indices hédoniques. Dans l'ensemble, les résultats des tableaux C3-1 et C3-2 sont de nature à rassurer Eurostat. Ils indiquent que les IPL de différents pays sont largement comparables, même lorsqu'ils sont calculés avec des méthodes hédoniques différentes. Pour les pays qui utilisent les médianes stratifiées, il est important que la définition des strates soit suffisamment fine. Dans le cas contraire, comme avec la méthode MIX-RX, l'indice se comportera de manière erratique.

Évaluations des différentes méthodes pour Tokyo (1986-2016)

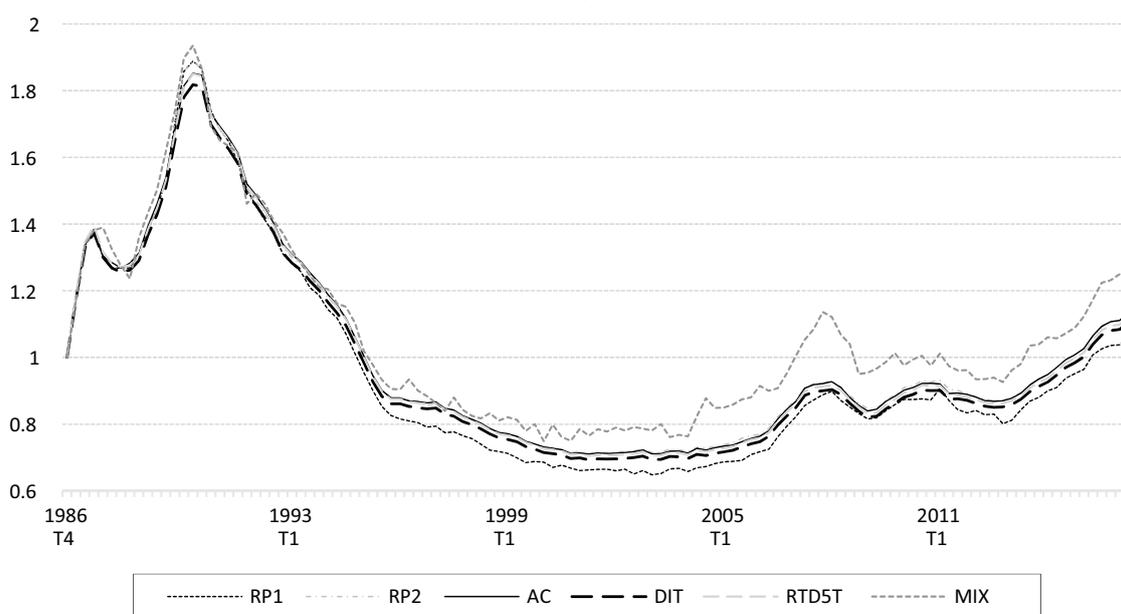
La base de données de Tokyo

La base de données de Tokyo est composée des 23 circonscriptions de l'aire métropolitaine de

Tokyo (621 km²), et la période d'analyse est d'environ 30 ans, de janvier 1986 à juin 2016. La base de données couvre les transactions de copropriétés (appartements) publiées dans *Residential Information Weekly* (ou *Shukan Jyutaku Joho*, en japonais), une publication de RECRUIT, Co. Ce magazine donne des informations sur les caractéristiques et les prix de vente de biens répertoriés sur une périodicité hebdomadaire. En outre, *Shukan Jyutaku Joho* donne des séries chronologiques de prix de logements allant de leur publication initiale et publication finale, la semaine où ils sont retirés à la suite d'une transaction réussie. Nous n'utilisons que le prix final car il peut être considéré, assez sûrement comme suffisamment proche du prix de vente.

Les caractéristiques des logements disponibles sont : la surface de plancher, l'âge de l'immeuble, le temps de trajet jusqu'à la gare la plus proche, le temps de trajet jusqu'à la gare centrale de Tokyo et les 23 circonscriptions (c'est-à-dire les indicatifs ville). Le modèle hédonique est estimé pour Tokyo sur 237 190 observations. Quelques rares observations ont été supprimées car elles étaient incomplètes ou contenaient des erreurs

Figure III
Estimation des indices de prix des appartements à Tokyo (1986T1 = 1)



Note : Méthodes hédoniques : RP = Réévaluation (*repricing*) ; AC = Caractéristiques moyennes ; DIT = Törnqvist double imputation ; RTD5T = Indicatrices temporelles sur période glissante de cinq trimestres ; méthode de la médiane stratifiée : MIX-RX = ajustement de la composition en stratifiant par circonscription. Période 1986-2016.

Champ : appartements à Tokyo, Japon.

Source : *Residential Information Weekly* (publication de RECRUIT, Co) ; calculs des auteurs.

évidentes. Le nombre total de suppressions a été inférieur à 1 %. La forme fonctionnelle de nos modèles hédoniques est de nouveau semi-logarithmique. Les variables explicatives utilisées sont les suivantes :

- le log de la surface de plancher ;
- l'âge (inclus sous une forme quadratique) ;
- le temps de trajet jusqu'à la gare la plus proche ;
- le temps de trajet jusqu'à la gare centrale de Tokyo (inclus sous une forme quadratique) ;
- la circonscription (variable muette).

La méthode hédonique examinée est pour l'essentiel la même que pour Sydney. L'inclusion de formes quadratiques pour l'âge et le temps de trajet jusqu'à la gare centrale de Tokyo se justifie par le fait que l'impact de ces variables sur le log (prix) peut être non linéaire, voire éventuellement non monotone. Par exemple, il peut exister un temps de trajet optimal jusqu'à la gare centrale de Tokyo (c'est-à-dire que le logement se trouve ni trop près, ni trop loin). Cette spécification quadratique, toutefois, peut créer des problèmes avec la méthode de réévaluation des prix, telle qu'expliqué ci-dessous.

Indices de prix de l'ensemble des appartements à Tokyo

Les résultats pour Tokyo concernant tous les appartements sur les années 1986 à 2016 sont présentés dans le tableau C3-3 (complément en ligne C3) et la figure III. Le schéma général qui ressort est similaire à celui observé pour Sydney, malgré certaines différences importantes.

En mettant l'accent tout d'abord sur les différences, deux versions de la méthode de réévaluation des prix sans modification de l'année de référence – RP1 (qd) et RP1 – sont présentées dans le Tableau C3-3. La RP1 est bien plus proche des autres méthodes que la RP1 (qd). Les méthodes RP1 (qd) et RP1 diffèrent en ce que la première utilise la forme fonctionnelle évoquée ci-avant, qui inclut l'âge et le temps de trajet jusqu'à la gare centrale de Tokyo sous forme quadratique. La méthode RP1 inclut ces variables sous forme linéaire. Le problème avec la méthode RP1 (qd) est que, même si les spécifications quadratiques, par construction, s'ajustent bien aux données

de 1987 – la première année complète de la base de données – cette spécification ne donne pas d'aussi bons résultats lorsqu'elle est appliquée aux données des années ultérieures. Le terme au carré de la spécification quadratique peut fausser les résultats des années suivantes. Il s'en suit un arbitrage entre le bon ajustement du modèle à la période de référence et performance globale de l'IPL. Lorsque la méthode de réévaluation des prix est utilisée, il convient d'éviter l'utilisation de termes quadratiques dans le modèle hédonique. Il vaut mieux s'en tenir à un modèle linéaire, plus simple. Ce problème n'a pas été constaté sur les données de Sydney parce que ces variables n'étaient pas incluses dans le modèle hédonique.

Une deuxième différence tient à l'absence de manifestation claire de dérive dans les résultats DIL et DIP présentés dans le tableau C3-3, par rapport à ce qui a été observé pour les appartements de Sydney. Sur l'intégralité de la période de l'échantillon, la hausse du prix du logement avec les différentes méthodes hédoniques, à l'exclusion de la réévaluation des prix sans actualisation, est comprise entre 8.5 et 13.8 %. La moyenne recouvre de fortes envolées et descentes des prix, avant un retour progressif presque au point de départ.

Passons maintenant aux similarités de résultats de Sydney et de Tokyo : la dérive constatée dans les résultats de la réévaluation des prix présente à nouveau une tendance à la baisse, quoique plus limitée avec la méthode RP1 qu'avec la méthode RP1 (qd). D'après la méthode RP1, les prix augmentent d'environ 7 %, alors qu'ils chutent de 6 % lorsque la méthode RP1 (qd) est utilisée. On remarque que, comme avec les appartements de Sydney, la méthode RP2 (réévaluation des prix avec actualisation de la période de référence tous les cinq ans) génère des résultats très similaires à ceux obtenus avec la méthode des caractéristiques moyennes (AC). Du fait de la dualité qui existe entre les méthodes de la réévaluation des prix et des caractéristiques moyennes, ce résultat n'est pas surprenant. Toutefois, la similarité retrouvée dans les résultats obtenus avec les méthodes RP2 et AC n'avait pas été constatée pour les maisons de Sydney (voir le Tableau C3-1).

L'indice médian stratifié diffère assez fortement des indices hédoniques. Il augmente de 27.4 %, tandis que les indices hédoniques sont compris entre 8.5 et 13.8 %. Il convient de

Tableau 4
Volatilité des indices de prix des appartements à Tokyo

	RP1(qd)	RP1	RP2	RP3	AC	DIL	DIP	DIT	RTD2T	RTD4T	RTD5T	MIX
<i>Sur un an (T1)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.106	0.102	0.096	0.091	0.092	0.092	0.091	0.091	0.092	0.092	0.092	0.103
Écart moyen absolu (MAD)	0.087	0.082	0.074	0.07	0.073	0.072	0.072	0.072	0.072	0.072	0.072	0.085
MIN	- 17.12	- 16.58	- 15.33	- 15.55	- 15.47	- 15.61	- 15.48	- 15.54	- 15.55	- 15.52	- 15.52	- 15.46
MAX	33.88	34.42	34.42	30.79	30.14	30.09	30.41	30.25	30.27	30.67	30.84	32.38
<i>Sur un an (T2)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.104	0.100	0.095	0.093	0.093	0.093	0.092	0.093	0.093	0.093	0.093	0.098
Écart moyen absolu (MAD)	0.08	0.077	0.073	0.072	0.072	0.073	0.071	0.072	0.072	0.072	0.072	0.077
MIN	- 20.31	- 19.45	- 17.93	- 18.07	- 18.34	- 18.36	- 18.20	- 18.28	- 18.28	- 18.28	- 18.28	- 15.88
MAX	30.43	30.60	30.60	27.52	26.82	27.11	27.45	27.28	27.30	27.75	27.93	28.90
<i>Sur un an (T3)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.100	0.098	0.095	0.094	0.092	0.093	0.093	0.093	0.093	0.093	0.093	0.106
Écart moyen absolu (MAD)	0.077	0.075	0.074	0.073	0.072	0.073	0.072	0.072	0.073	0.073	0.073	0.082
MIN	- 20.93	- 20.32	- 19.12	- 19.20	- 19.35	- 19.43	- 19.39	- 19.41	- 19.41	- 19.38	- 19.35	- 19.07
MAX	21.36	21.70	21.70	21.13	20.17	19.94	20.03	19.95	19.99	20.32	20.42	30.99
<i>Sur un an (T4)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.109	0.106	0.101	0.098	0.100	0.099	0.100	0.100	0.100	0.101	0.101	0.116
Écart moyen absolu (MAD)	0.084	0.078	0.074	0.073	0.074	0.074	0.074	0.074	0.074	0.075	0.075	0.088
MIN	- 19.25	- 18.38	- 16.98	- 17.14	- 17.12	- 17.14	- 17.38	- 17.26	- 17.27	- 17.30	- 17.29	- 17.92
MAX	30.17	30.24	30.24	29.17	30.43	29.53	30.63	30.08	30.02	31.80	31.58	38.98
<i>Sur un trimestre</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.037	0.035	0.033	0.033	0.032	0.032	0.032	0.032	0.032	0.033	0.033	0.042
Écart moyen absolu (MAD)	0.027	0.025	0.023	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.033
MIN	- 6.41	- 6.72	- 6.72	- 6.52	- 6.30	- 6.23	- 6.29	- 6.26	- 6.27	- 6.32	- 6.35	- 9.52
MAX	18.14	18.05	18.05	22.35	17.50	17.90	16.89	17.39	17.35	18.49	18.95	17.47

Remarque : les statistiques RSME, MAD, MIN et MAX sont définis en (26), (27), (28) et (29). Les méthodes hédoniques sont les suivantes : RP1 (qd) = réévaluation des prix sans actualisation avec effets de l'âge du logement et du temps de trajet jusqu'à la gare centrale de Tokyo modélisés sous forme quadratique ; RP1 = réévaluation des prix sans actualisation ; RP2 = réévaluation des prix avec actualisation de la période de référence tous les cinq ans ; RP3 = réévaluation des prix avec actualisation de la période de référence tous les ans ; AC = caractéristiques moyennes ; DIL = double imputation de Laspeyres ; DIP = double imputation de Paasche ; DIT = double imputation de Törnqvist ; RTD2T = Indicatrices temporelles sur période glissante de 2 trimestres ; RTD4T et RTD5T ont respectivement des fenêtres glissantes de 4 et 5 trimestres ; la méthode des médianes stratifiées est la méthode MIX = ajustement de la composition en stratifiant par circonscription. Période : 1986-2016.

Champ : appartements à Tokyo, Japon.

Source : *Residential Information Weekly* (publication de RECRUIT, Co) ; calculs des auteurs.

noter que les indices médians stratifiés illustrés sur les trois figures augmentent plus vite que leurs pendants hédoniques. Une explication possible serait que la qualité moyenne des logements vendus a augmenté dans le temps. Les résultats des statistiques RSME, MAD, MAX et MIN pour les appartements de Tokyo sont donnés dans le tableau 4. De nouveau, l'indice médian stratifié MIX est plus volatil que les indices hédoniques.

Indices de prix des appartements neufs à Tokyo

L'estimation d'un indice de prix pour les appartements neufs est délicate à partir de la base de données de Tokyo en raison de la petite taille de l'échantillon. Nous considérons comme neuf tout appartement de moins de trois ans. Nous aurions préféré considérer comme neufs les appartements de moins de deux ans mais

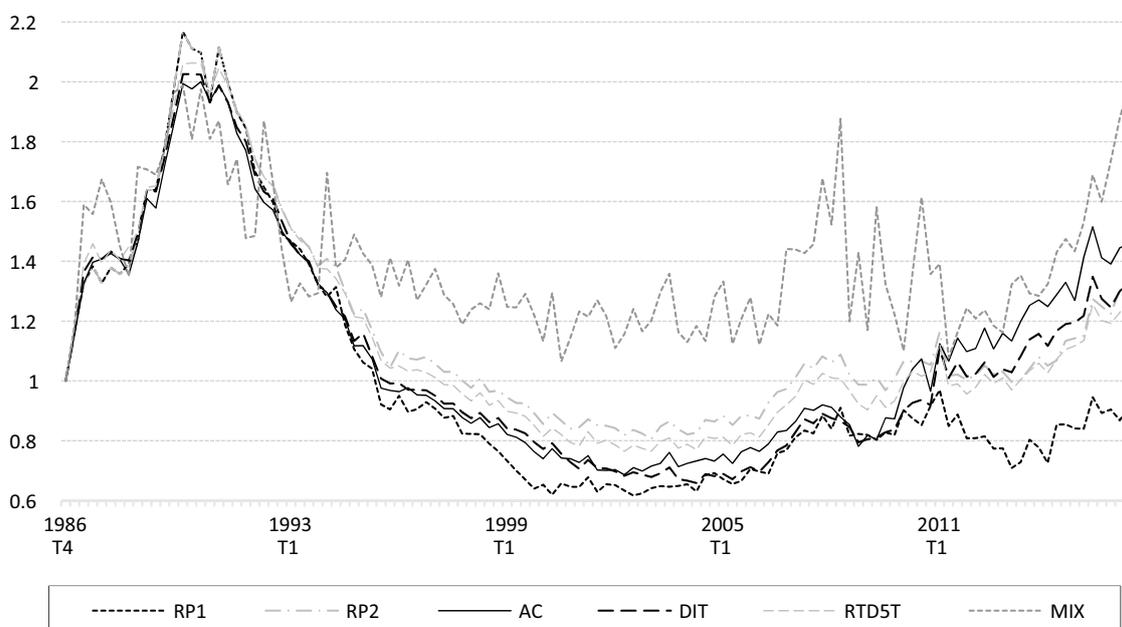
cela est quasiment impossible. Le principal problème est ici d'estimer des prix virtuels pour les variables muettes de localisation (la circonscription). Dans certaines circonscriptions, aucune transaction d'appartement neuf n'est observée certains trimestres. Cela est problématique notamment pour les méthodes des caractéristiques moyennes et d'imputation hédonique, qui commencent par estimer un modèle hédonique distinct pour chaque trimestre, comme indiqué en (8). Une façon de traiter les circonscriptions manquantes est de limiter la comparaison entre trimestres adjacents aux appartements vendus dans des circonscriptions concernées par les deux trimestres. Cela signifie que deux modèles hédoniques différents doivent être estimés pour chaque trimestre q . Le premier inclut les appartements vendus dans des circonscriptions observées tant en $q - 1$ qu'en q , tandis que le second inclut les appartements vendus dans des circonscriptions observées tant en q qu'en $q + 1$. Si les vecteurs de caractéristiques z dont on calcule le prix incluent des circonscriptions non incluses dans le modèle hédonique estimé, ces circonscriptions sont ignorées et les pondérations des circonscriptions restantes sont ajustées de sorte à toujours sommer à un.

Ce problème n'est pas aussi grave pour la méthode de réévaluation des prix, car cette dernière estime le modèle hédonique d'après les données d'une année entière, comme précisé en (1). De nouveau, cependant, si une circonscription n'est pas observée l'année de référence, tous les appartements vendus dans cette circonscription dans les périodes suivantes sont exclus de la comparaison. Une autre approche consisterait, pour ces appartements, à remplacer la circonscription manquante par une circonscription adjacente.

En revanche, ce problème de circonscriptions manquantes ne se pose pas avec la méthode RTD. Toute circonscription observée n'importe quel trimestre peut être incluse au modèle hédonique RTD, comme indiqué en (22). Cet exemple illustre bien un avantage important de la méthode RTD, plus performante sur les petites bases de données.

Les indices de prix des appartements neufs sont représentés en figure IV. On remarque que l'indice est beaucoup plus sensible au choix de la méthode que dans les figures I, II et III.

Figure IV
Estimation des indices de prix des appartements neufs à Tokyo (1986T1 = 1)



Note : Méthodes hédoniques : RP = Réévaluation (*repricing*) ; AC = Caractéristiques moyennes ; DIT = Törnqvist double imputation ; RTD5T = Indicatrices temporelles sur période glissante de cinq trimestres ; méthode de la médiane stratifiée : MIX-RX = ajustement de la composition en stratifiant par circonscription. Période 1986-2016.
Champ : appartements neufs à Tokyo, Japon.
Source : *Residential Information Weekly* (publication de RECRUIT, Co) ; calculs des auteurs.

L'indice médian stratifié est particulièrement affecté par la petite taille d'échantillon. Confronté à ce problème, nous avons davantage confiance en la méthode RTD avec une fenêtre relativement longue (par exemple, RTD5T). En utilisant la méthode RTD5T comme méthode de référence, la dérive à la baisse de l'indice avec réévaluation des prix (RP1) est beaucoup plus prononcée que dans les figures précédentes. Une actualisation des prix virtuels de référence tous les cinq ans (RP2) permet de régler ce problème. En effet, les résultats obtenus avec la méthode RP2 sont très proches de ceux obtenus avec la RTD5T. Dans ce cas, les méthodes de caractéristiques moyennes et d'imputation hédonique sont quelque peu erratiques. Cela s'explique probablement par le fait qu'il n'y a pas assez de données pour justifier l'estimation d'un modèle hédonique distinct à chaque trimestre.

Les résultats pour les immeubles neufs de Tokyo ont des conséquences importantes pour l'IPL des petits pays de l'UE. Dans les cas où les données sont moins nombreuses, comme l'illustre clairement la figure IV, le choix de la méthode de construction de l'IPL devient beaucoup plus important. Le nombre d'appartements neufs à Tokyo chaque trimestre peut très bien être supérieur au nombre total de transactions de maisons ou d'appartements dans des pays comme la Slovaquie, Malte et Chypre.

La figure IV illustre également l'un des problèmes rencontrés avec la méthode des acquisitions pour inclure les logements occupés par leurs propriétaires (LOP) dans l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH). La méthode des acquisitions, telle que recommandée par Eurostat, nécessite si possible, un indice de prix spécifique pour le neuf. Il est toutefois beaucoup plus difficile d'élaborer un IPL fiable, ajusté de la qualité, pour le neuf que d'élaborer un indice qui recouvre toutes les transactions immobilières.

Alors qu'un indice de prix pour le neuf peut être nécessaire en Europe pour l'IPCH (lorsque les LOP sont inclus à l'aide de la méthode des acquisitions), il n'est toutefois pas logique, dans le contexte de l'IPL, de calculer des IPL distincts pour les logements neufs et existants puis de les combiner. Lorsque cela est possible, il conviendrait plutôt d'inclure l'âge (ou une variable muette pour le neuf) directement en tant que caractéristique dans un modèle hédonique unique qui englobe les logements neufs et anciens. Pourtant, des modèles hédoniques

distincts devraient être estimés pour les maisons et les appartements, étant donné que la liste des caractéristiques disponibles peut différer entre ces deux types de logements, et même lorsque les caractéristiques coïncident, des prix virtuels représentatifs d'un type de logement peuvent ne pas l'être pour l'autre. Les méthodes exposées au chapitre 5 du Manuel sur l'IPRR peuvent alors être utilisées pour construire un IPL global, qui combine les maisons et les appartements (voir Eurostat, 2013).

* *
*

Nos principaux résultats sont les suivants :

- les indices de prix semblent assez robustes quelle que soit la méthode hédonique utilisée par les INS d'Europe pour calculer leurs IPL ;
- pour les bases de données plus petites (par exemple, appartements neufs à Tokyo), l'IPL devient plus sensible au choix de la méthode. Les petits pays d'UE devraient donc redoubler de précautions lors de leur choix de méthode. Nous recommandons aux petits pays où les transactions immobilières sont moins nombreuses d'utiliser la méthode RTD4T ou RTD5T ;
- les indices à double imputation de Paasche et de Laspeyres (DIP et DIL) pour les appartements à Sydney sont sujets à une dérive. Des dérives, de moindre ampleur, sont aussi détectées avec les données de Tokyo. Les résultats pour les appartements de Sydney indiquent que les méthodes DIP et DIL ne devraient pas être utilisées. Heureusement, aucun INS d'Europe n'utilise l'une ou l'autre de ces méthodes ;
- la méthode de réévaluation des prix semble présenter un biais à la baisse, par rapport aux autres indices hédoniques, lorsque les prix virtuels de référence ne sont actualisés que tous les cinq ans ou pas du tout. Cependant, ce biais n'est plus mis en évidence lorsque les prix virtuels de référence sont actualisés chaque année ;
- avec la méthode de réévaluation des prix, un modèle hédonique qui donne de bons résultats pendant la période de référence peut ne pas être adapté à des périodes ultérieures. En particulier, pour Tokyo, les termes quadratiques d'âge et de *temps de trajet jusqu'à la gare centrale de Tokyo* posent des problèmes. Nous recommandons donc de garder une forme fonctionnelle assez simple du modèle hédonique (par exemple, sans terme quadratique)

lorsque la méthode de réévaluation des prix est utilisée ;

- nous conseillons aux INS qui utilisent la méthode de réévaluation des prix d'actualiser fréquemment les prix virtuels de référence, de préférence tous les ans ou au moins tous les cinq ans ;

- nous recommandons d'éviter, dans la mesure du possible, d'utiliser les indices médians stratifiés. En effet, ils ne s'ajustent pas correctement aux changements de qualité au cours du temps. Le biais à la hausse des médianes stratifiées sur l'intégralité de la période de l'échantillon des deux bases de données peut être attribué à une tendance dans le temps à la hausse de la qualité des habitations vendues. Une plus forte volatilité (notamment des statistiques RSME et MAD plus élevées) peut être attribuée au fait que les médianes stratifiées ne sont pas correctement ajustées des évolutions de la qualité des habitations vendues, d'une période à l'autre ;

- il est plus difficile de construire un indice de prix ajusté de la qualité pour les logements neufs. De nouveau, la méthode RTD5T est recommandée pour calculer un IPL pour les logements neufs, en cas de manque de données ;

- pour l'IPL, nous recommandons de ne pas distinguer les habitations neuves des anciennes. Il vaut mieux les combiner dans le même modèle hédonique, et inclure l'âge en tant que caractéristique explicative ;

- les maisons et appartements devraient être estimés avec des modèles hédoniques distincts, puis être agrégés avec la méthode standard d'Eurostat de combinaison des strates (voir Eurostat, 2013, chapitre X) ;

- enfin, il convient de noter que le calcul d'un IPL pour une grande ville est plus facile que pour un pays entier, particulièrement si le pays est petit. Nos comparaisons empiriques risquent de sous-estimer la sensibilité d'un IPL national au choix de la méthode utilisée pour le construire. □

BIBLIOGRAPHIE

Diewert, W. E. (2011). Alternative Approaches to Measuring House Price Inflation. *Vancouver School of Economics – Economics Working Paper* 2010-10. https://econ.sites.olt.ubc.ca/files/2013/06/pdf_paper_erwin-diewert-10-10-alternative-approaches.pdf.

Diewert, W. E., Heravi, S. & Silver, M. (2009). Hedonic Imputation versus Time Dummy Hedonic Indexes. In W. E. Diewert, W. E., Greenlees, J. & Hulten, C. (Eds.), *Price Index Concepts and Measurement*. Chicago: University of Chicago Press, 161–196. <http://www.nber.org/books/diew08-1>

Eurostat (2013). *Handbook on Residential Property Prices Indices (RPPIs)*. Luxembourg: European Union. <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/3859598/5925925/KS-RA-12-022-EN.PDF>

Eurostat (2017). *Detailed Technical Manual on Owner-Occupied Housing for Harmonised Index of Consumer Prices*. Luxembourg: Eurostat. <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/7590317/0/Technical-Manual-OOH-HPI-2017/>

Haan, J. de, Wal, E. van der, & Vries, P. de (2008). The Measurement of House Prices: A Review of the SPAR Method. *Statistics Netherlands Working Paper*. <https://www.cbs.nl/nr/rdonlyres/1392243b-5bf2-4c56-8a4b-6c0c1a1cc6ee/0/20080814sparmethodart.pdf>

Haan J. de (2010). Hedonic Price Indexes: A Comparison of Imputation, Time Dummy and Re-Pricing Methods. *Journal of Economics and Statistics (Jahrbuecher fuer Nationaloekonomie und Statistik)*, 230(6), 772–791. <https://doi.org/10.1515/jbnst-2010-0611>

Hill, R. J. (2013). Hedonic Price Indexes for Housing: A Survey, Evaluation and Taxonomy. *Journal of Economic Surveys*, 27(5), 879–914. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2012.00731.x>

Hill, R. J. & Melsers, D. (2008). Hedonic Imputation and the Price Index Problem: An Application to Housing. *Economic Inquiry*, 46(4), 593–609. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2007.00110.x>

O'Hanlon, N. (2011). Constructing a National House Price Index for Ireland. *Journal of the Statistical and Social Inquiry Society of Ireland*, 40, 167–196.

<http://www.tara.tcd.ie/bitstream/handle/2262/62349/o%27hanlon%20pdf.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

Shimizu, C, Takatsuji, H., Ono, H. & Nishimura, K. G. (2010). Structural and Temporal Changes in the Housing Market and Hedonic Housing Price Indices. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 3(4), 351–368.

<https://doi.org/10.1108/17538271011080655>

Silver, M. (2015). The Degree and Impact of Differences in House Price Index Measurement. *Journal of Economic and Social Measurement*, 39(4), 305–328.

<https://doi.org/10.3233/JEM-150406>

Silver, M. (2016). How to Better Measure Residential Property Price Indexes. *IMF Working Paper* WP/16/213.

<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2016/wp16213.pdf>

