
79

Économie et Statistiques

Working papers du STATEC

janvier 2015

L'indice des prix des maisons anciennes

Auteur : Vivian PRECLIN,
STATEC/EMPROU sàrl

Introduction

Afin de mettre à disposition de façon régulière des statistiques fiables et actuelles sur l'immobilier au Luxembourg, le STATEC publie depuis 2010 des indices de prix des appartements établis à partir des données disponibles dans les actes notariés. Il s'agit ici d'étendre cette statistique aux maisons anciennes, terme par lequel on désigne des bâtiments d'habitation unifamiliaux ayant déjà été occupés, par opposition aux maisons neuves, et ce indépendamment de leur âge. En particulier, l'objectif consiste à développer un nouvel indice qui mesure les évolutions des prix de ces maisons et qui va ainsi compléter ceux déjà produits pour les appartements.

Tout comme dans le cas de l'indice des prix des appartements, dont la méthodologie est décrite dans le n°44 de la série « Économie et Statistiques » (1), l'ajustement de la qualité est ici aussi un aspect fondamental : en effet, l'indice de prix doit capter la variation de prix « pure », c'est-à-dire celle qui n'est pas liée aux différences de caractéristiques des logements entre les échantillons trimestriels. Or, ces caractéristiques pouvant varier considérablement dans le cas des maisons, on utilise une fonction hédonique, qui est une relation statistique établie entre le prix d'une maison et ses différentes caractéristiques, afin de

Les articles publiés dans la série "Économie et statistiques" n'engagent que leurs auteurs. Ils ne reflètent pas forcément les vues du STATEC et n'engagent en rien sa responsabilité.

janvier 2015

2

neutraliser ces variations.

Par conséquent, ce nouvel indice des prix des maisons anciennes se fonde d'une part sur les prix de transaction, et d'autre part sur les informations obtenues sur les maisons correspondantes. Si certaines de ces caractéristiques proviennent également des actes notariés, la plupart d'entre elles sont collectées au moyen d'une enquête supplémentaire, menée par le STATEC auprès des ménages acquéreurs.

Cette publication va donc commencer par exposer les raisons pour lesquelles le développement d'un indice des prix des maisons anciennes était nécessaire, puis va examiner plus en détail les sources de données utilisées. Ensuite, on abordera les différents traitements réalisés sur les données collectées pour aboutir au modèle hédonique, qu'on décrira également. Enfin, on montrera les résultats obtenus, avant de conclure en évoquant les prochaines étapes concernant les indices des prix des logements.

1. Besoins

Des indicateurs sur l'évolution du secteur immobilier sont indispensables pour mieux comprendre, étudier et prévoir l'environnement économique et financier. Ainsi, certaines crises financières ont trouvé leur origine dans l'éclatement d'une bulle spéculative immobilière. En effet, l'évolution des prix du logement peut jouer un rôle important auprès des gouvernements, en particulier dans la détermination et l'évaluation des politiques, mais aussi auprès des ménages, quand il s'agit d'estimer la valeur de leur patrimoine immobilier, ou encore de prendre la décision d'acheter ou de vendre des biens.

L'indice hédonique des prix des appartements, publié par le STATEC depuis début 2010, s'inscrivait déjà lui-même dans un projet communautaire coordonné par Eurostat ayant pour but de produire et de publier des indices de prix de l'immobilier harmonisés dans les différents Etats membres. Un règlement européen (2) a été récemment adopté pour garantir que ces statistiques soient produites selon une méthodologie harmonisée.

En principe, les Etats membres sont tenus de fournir ces indices de prix des logements en couvrant tant les maisons que les appartements. Il est néanmoins autorisé, par exemple, d'approximer l'ensemble des logements au moyen des seuls appartements, tant qu'un in-

dice pour les maisons n'est pas encore disponible. C'est ce qui a été fait au Luxembourg jusqu'à maintenant.

Les résultats de cet indicateur sont également utilisés pour alimenter le tableau de bord de la procédure concernant les déséquilibres macroéconomiques de la Commission européenne (3). Cette procédure a pour objectif de détecter les déséquilibres macroéconomiques naissants ou persistants dans un pays. À cet effet, plusieurs indicateurs sont surveillés, dont les prix de l'immobilier. En particulier, on examine si la variation annuelle moyenne de l'indice des prix des logements déflaté par la consommation finale, est supérieure à 6%.

Il ressort de ce qui précède qu'il est nécessaire d'avoir à disposition des statistiques de qualité en matière de prix de l'immobilier. On comprend donc aisément que cela n'est possible que si l'on couvre de manière satisfaisante les différents types de logements disponibles sur le marché, ce qui n'est évidemment pas le cas si seuls les appartements sont concernés. En effet, sur les 3 dernières années, les maisons anciennes ont représenté à elles seules en moyenne près de 38 % du volume financier total des transactions de logements, et presque 58% si l'on ne considère que le marché de l'ancien.

2. Sources de données

Afin de calculer un indice des prix, il est nécessaire de disposer à la fois des caractéristiques des maisons et de leurs prix de transaction, afin de lier ces différentes variables au moyen d'une fonction hédonique. Cette fonction servira à effectuer l'ajustement de la qualité nécessaire, compte tenu de l'hétérogénéité des maisons. Ces données proviennent des actes notariés, complétés par une enquête dédiée aux caractéristiques des maisons.

2.1. Actes notariés

En vue de l'établissement de l'indice des prix des appartements, le STATEC a mis en place une collaboration avec l'Administration de l'enregistrement et de domaines (AED), afin d'obtenir les données relatives aux actes notariés. En effet, l'AED centralise les informations contenues dans ces différents actes et les intègre à sa base de données, appelée Publicité Foncière.

Dans la pratique, l'AED fournit mensuellement au STATEC des fichiers anonymes extraits de la Publicité Foncière et contenant les données relatives aux transactions immobilières, telles qu'elles ont été consignées dans les actes notariés. L'exploitation de ces fichiers a déjà permis l'élaboration de la statistique des prix de vente des appartements, selon une méthodologie présentée dans une note publiée en décembre 2013 (4).

Dans le cas des maisons, les variables d'intérêt fournies par la Publicité Foncière sont les suivantes :

- Montant de la transaction
- Date de la transaction
- Commune sur laquelle est situé le bien faisant l'objet de la transaction : elle est décrite par 3 variables, du niveau de détail le plus grand au niveau le plus fin : commune administrative, commune cadastrale et section
- Contenance, c'est-à-dire la surface de la parcelle de terrain sur laquelle se situe le bien faisant l'objet de la transaction

Il apparaît donc que dans le cas des maisons, la Publicité Foncière ne fournit aucune information sur le bâti, contrairement aux appartements, dont le type et la surface sont décrits dans le cadre du cadastre vertical. Ceci a donc entraîné le besoin de mettre en place une enquête spécifique auprès des acquéreurs de ces maisons, afin de collecter les informations manquantes. C'est l'Enquête sur les caractéristiques des maisons (ECM) du STATEC, qui fait l'objet de la sous-section suivante.

2.2. Enquête sur les caractéristiques des maisons

Il s'agit d'une enquête menée trimestriellement depuis fin 2012 auprès des ménages venant d'acquérir une maison, par le moyen d'un questionnaire disponible en version papier et électronique. Leurs coordonnées sont fournies mensuellement au STATEC par l'AED, avec l'accord de la Commission nationale de la protection des données (CNPD) (5). En pratique, les informations sur les transactions, y compris leur prix, et les coordonnées des acquéreurs sont toujours

gardées séparées afin de garantir un traitement confidentiel des données.

L'enquête se découpe en vagues, pendant lesquelles le STATEC sonde les acquéreurs correspondant aux transactions enregistrées par l'AED pendant un trimestre donné. Chaque vague de l'ECM se déroule comme suit : tout d'abord un premier tri des transactions et des adresses est effectué, afin de ne conserver que les particuliers ayant acheté une maison, ce qui conduit à exclure entreprises et administrations. Les enquêteurs envoient ensuite à ces personnes le questionnaire en version papier, accompagné d'une lettre explicative. Cette dernière contient également leurs identifiants personnels afin de pouvoir répondre, s'ils le souhaitent, par voie électronique.

Après un second contact auprès des personnes n'ayant pas encore répondu, la vague d'enquête est clôturée et le STATEC combine alors l'ensemble des données en un jeu unique, anonyme.

Le questionnaire actuellement utilisé pour l'enquête peut être consulté en annexe du présent article. Parmi les variables qui ont été collectées lors des différentes vagues de l'ECM, celles qui se sont avérées être les plus pertinentes pour expliquer le prix d'une maison sont les suivantes :

- Type de bâtiment : il s'agit de préciser si la maison est détachée (toutes les façades sont libres), ou jumelée sur un côté, ou bien sur plusieurs, ou encore s'il s'agit d'un autre type de bâtiment. En effet, la Publicité Foncière n'apporte pas cette information avec un tel niveau de détail.
- Nombre d'emplacements de stationnement couverts : on désigne par là tout emplacement permettant de stationner un véhicule de façon abritée. Il peut s'agir, par exemple, de boxes individuels ou d'un garage pour plusieurs voitures. Les espaces de stationnement à l'air libre sont exclus.
- Nombre de salles de bain
- Année de construction de la maison
- Surface de référence énergétique : il s'agit de la surface figurant sur le certificat de performance énergétique. Elle est définie

par un règlement grand-ducal (6) comme étant « la partie conditionnée (chauffée et/ou refroidie) de la surface de plancher nette d'un bâtiment fonctionnel. En cas d'un besoin énergétique dans une partie ou dans une zone ne faisant pas partie de la surface de référence énergétique, comme par exemple, le besoin en éclairage d'un garage, il faut le prendre en considération dans le besoin en énergie du bâtiment. Cependant, la surface de cette partie d'utilisation du bâtiment ou de cette zone ne doit pas être prise en compte lors de la détermination de la surface de référence énergétique. » Il ne s'agit donc pas de la sur-

face habitable, pour laquelle il n'existe d'ailleurs pas encore de définition standardisée au Luxembourg. En même temps, l'utilisation de la surface de référence énergétique présente l'avantage d'être définie formellement et d'être disponible facilement pour les enquêtés, car inscrite sur le passeport énergétique, obligatoire pour chaque changement de propriétaire.

- Réalisation de gros travaux : il est demandé aux personnes sondées si elles ont déjà démolé le logement ou effectué de gros travaux dedans, ou alors si elles envisagent de le faire dans les 12 mois suivant la réception du questionnaire.

Tableau 1 : Statistiques sur la réponse à l'Enquête sur les caractéristiques des maisons

Vague (année-trimestre)	Nombre de questionnaires envoyés	Nombre de réponses	Soit taux de réponse	Nombre de réponses par voie électronique	Pourcentage de réponses par voie électronique
2012 T4	592	260	43.9%	89	34.2%
2013 T1	480	302	62.9%	65	21.5%
2013 T2	529	292	55.2%	59	20.2%
2013 T3	551	323	58.6%	78	24.1%
2013 T4	554	330	59.6%	64	19.4%
2014 T1	501	273	54.5%	66	24.2%
2014 T2	609	359	58.9%	93	25.9%
2014 T3	612	386	63.1%	77	19.9%
Ensemble des vagues	4428	2525	57.0%	591	23.4%

Le nombre de réponses dans le tableau 1 correspond aux questionnaires qui sont renvoyés (électroniquement ou par courrier) au STATEC, qu'ils soient entièrement ou partiellement remplis. Le lecteur peut observer dans ces résultats un taux de réponse sensiblement plus faible pour la vague du 4^e trimestre 2012 que pour les autres. La raison en est que pour cette vague, le questionnaire papier n'avait été envoyé que lors

de la relance afin d'obtenir autant de réponses que possible par Internet. Si effectivement le pourcentage de réponses par voie électronique y est plus élevé que pour les autres vagues, la faiblesse du taux de réponse global a conduit à l'abandon de cette approche par la suite. Depuis lors, le STATEC joint la version papier du questionnaire dès le premier envoi.

3. Traitements des données

3.1. Vérification de l'absence de biais lié à la non-réponse

La non-réponse dans le cadre de l'ECM étant assez importante (voir tableau 1), il est nécessaire de vérifier si elle occasionne un biais systématique dans les résultats. En effet, on peut par exemple imaginer que les personnes ayant acheté des maisons particulièrement chères (ou particulièrement peu chères) soient plus réticentes à répondre que les autres, ce qui conduirait alors à une erreur dans les résultats.

Pour ce faire, nous avons comparé à l'aide de tests statistiques les prix et les contenances entre l'échantillon initial (c'est-à-dire l'ensemble des maisons pour lesquelles le STATEC envoie un questionnaire à l'acquéreur) et l'échantillon final (les maisons pour lesquelles l'acquéreur répond).

A titre d'exemple, les tableaux qui suivent donnent les résultats de ces comparaisons pour le 4^e trimestre 2013. Nous commençons par donner ci-dessous les moyennes observées pour ces échantillons ainsi que leur écart relatif :

Tableau 2 : Prix et contenances moyens des échantillons initial et final (4^e trimestre 2013), ainsi que leurs écarts relatifs

	Prix (€)	Contenance (m ²)
Initial	506 657	525.2
Final	520 098	518.4
Ecart (%)	2.65%	1.30%

Afin de vérifier si ces différences observées sont statistiquement significatives, nous allons employer des tests dits non-paramétriques, car les variables étudiées ici n'ont pas une distribution gaussienne. En particulier, on utilise le test de Wilcoxon-Mann-Whitney dans le but de vérifier si l'échantillon initial et l'échantillon final ont des moyennes significativement différentes.

On considère généralement qu'une valeur-p supérieure à 0.05 ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'égalité des échantillons sur le critère testé. Les résultats sont les suivants pour les moyennes :

Tableau 3 : Valeurs-p des tests de comparaison des moyennes entre échantillons initial et final (4^e trimestre 2013)

Variables comparées	valeur-p
Prix	0.5857
Contenances	0.7802

Ces résultats, toujours très supérieurs à 0.05, permettent de considérer que l'échantillon initial et l'échantillon final ont statistiquement la même moyenne, que l'on raisonne en termes de prix de transaction ou de contenances. La conclusion est la même si l'on teste de la même façon les dispersions et les distributions des échantillons. Autrement dit, nous pouvons donc affirmer qu'aucun biais lié à la non-réponse n'est observé pour le 4^e trimestre 2013 sur les variables où ces comparaisons sont possibles.

A ce jour, la conclusion a été la même quelle que soit la vague, ce qui conduit à affirmer que les résultats de l'enquête ne sont pas entachés d'une erreur systématique du fait de la non-réponse. En outre, des tests statistiques ont été réalisés au niveau régional, avec des résultats identiques.

3.2. Traitement des valeurs manquantes

Pour chaque vague de l'enquête, un nombre significatif de questionnaires retournés au STATEC (par courrier ou électroniquement), ne sont pas complètement remplis. Les écarter d'emblée dégraderait la qualité de l'indice, car il reposerait alors sur un nombre bien moindre de transactions. C'est pourquoi des règles spécifiques ont été définies pour chaque variable (voir tableau 4 ci-après), reposant sur des hypothèses raisonnables et indiquant le traitement à effectuer en cas de valeur manquante.

Tableau 4 : Règles adoptées pour le traitement des valeurs manquantes de chaque variable

Variable	Traitement des valeurs manquantes
Surface de référence énergétique	Exclusion de la transaction
Année de construction	Exclusion de la transaction
Type de maison	Affectation de la transaction au type de maison ayant le prix au mètre carré moyen le plus proche
Nombre de salles de bain	On considère qu'il y en a une, donc la valeur manquante est remplacée par 1
Nombre d'emplacements de stationnement couvert	On considère que l'absence de réponse équivaut ici à l'absence d'emplacement de ce genre, donc la valeur manquante est remplacée par 0
Travaux	On considère que l'absence de réponse équivaut ici à l'absence de travaux, donc la valeur manquante est remplacée par 0

Ces règles ne concernent bien évidemment que les variables collectées dans le cadre de l'ECM : en effet, ce sont les seules qui sont exposées à une non-réponse éventuelle, les variables issues de la Publicité Foncière étant quant à elles entièrement renseignées.

La surface de référence énergétique et l'année de construction sont les seules variables pour lesquelles le STATEC ne procède à aucune imputation. La raison en est, d'une part, qu'elles présentent une grande variabilité et donc que les imputer peut conduire à commettre une erreur importante et, d'autre part, qu'il s'agit de variables ayant un important pouvoir explicatif du prix.

Il est donc apparu préférable de supprimer les transactions correspondantes plutôt que d'effectuer des imputations et risquer ainsi d'introduire du bruit ou des erreurs pouvant avoir des conséquences importantes.

3.3. Filtrage des transactions

Compte tenu du fait que les maisons sont des biens immobiliers assez hétérogènes, il est normal de rencontrer parfois certaines transactions assez atypiques. Dans ce genre de cas, deux possibilités se présentent :

- Ces transactions sont conservées dans l'échantillon, parce qu'on considère qu'elles sont quand même représentatives d'une certaine réalité
- Ces transactions sont exclues de l'échantillon, car on estime qu'elles ne rentrent pas dans les limites conceptuelles de l'indice ou alors qu'elles correspondent à des erreurs. Par conséquent, elles risquent d'introduire du bruit dans les données, ce qui nuirait à la qualité de l'indice.

Dans la pratique, le choix entre l'une ou l'autre de ces options s'effectue le plus souvent au moyen d'une règle intégrant un seuil, qui, s'il est franchi, conduit à l'exclusion de la valeur, considérée alors comme aberrante.

C'est ainsi que nous procédons dans le cas de l'indice hédonique des prix des maisons anciennes, en 2 étapes. Tout d'abord, nous vérifions le nombre de salles de bain ainsi que celui d'emplacements de stationnement couverts : en effet, une valeur trop élevée de l'une ou l'autre variable dénote soit une maison vraiment atypique, soit une réponse fantaisiste. Dans un cas comme dans l'autre, la logique veut que la transaction correspondante soit exclue. C'est donc ce qui est effectué si le nombre de salles de bain ou de places de stationnement couvertes dépasse 4.

janvier 2015

8

La seconde étape du filtrage est effectuée au moyen de 2 régressions. Pour chaque transaction, ces régressions lient respectivement le logarithme du prix à différentes variables explicatives :

- Le logarithme de la surface de référence énergétique (première régression), afin d'éliminer les transactions qui sont atypiques en raison du bâti
- Les logarithmes de la contenance, de la distance à Luxembourg ainsi qu'à l'inverse de la densité de population¹ (seconde régression), afin d'éliminer les transactions qui sont atypiques en raison du terrain

On procède de cette façon, avec 2 régressions séparées plutôt qu'une seule, afin d'éviter les phénomènes de compensation entre surface de la maison et contenance du terrain. Ainsi, si une maison est très chère, ou au contraire très bon marché au vu de sa surface (1^{ère} régression) ou de la contenance de son terrain et de sa localisation (2^e régression), le résidu de la régression correspondante sera très grand en valeur absolue pour cette transaction.

Dans cette optique, il faut alors fixer un seuil de résidu au-delà duquel la transaction est écartée, et choisi de telle sorte qu'il permette d'éliminer les transactions qui s'avèrent réellement extrêmes sans pour autant écarter trop de valeurs.

Avec les données à disposition, et après avoir testé un certain nombre de valeurs comprises entre 2 et 3 fois l'écart-type des résidus, il est apparu que le meilleur compromis consistait à placer cette limite à 2.5 écarts-types résiduels.

Cette méthode de filtrage est appliquée à l'ensemble des transactions de chaque trimestre et conduit à l'exclusion de quelques-unes d'entre elles. On notera qu'une transaction est éliminée du jeu de données dès qu'elle est écartée par l'une ou l'autre des 2 régressions.

Le tableau suivant montre, pour chaque trimestre, le nombre de transactions restantes après élimination de celles où la surface et / ou l'année de construction sont manquantes et, parmi celles-ci, combien en tout sont éliminées par le filtrage (à l'issue des deux étapes) :

Tableau 5 : Nombre de transactions écartées à chaque trimestre par le filtrage

Trimestre	Nombre de transactions avec surface et année de construction renseignées	Nombre total de transactions exclues par le filtrage	Soit pourcentage de transactions exclues
2012 T4	174	7	4.0%
2013 T1	224	10	4.5%
2013 T2	228	12	5.3%
2013 T3	233	13	5.6%
2013 T4	230	10	4.3%
2014 T1	207	8	3.9%
2014 T2	271	9	3.3%
2014 T3	272	9	3.3%
Ensemble des vagues	1839	78	4.2%

Nous obtenons par conséquent sur l'ensemble des vagues clôturées un nombre final de 1761 transactions (= 1839 – 78), soit 4.2 % de transactions exclues en moyenne.

¹ Les distances utilisées ici sont celles définies par l'Administration du Cadastre et de la Topographie. Les densités de population sont calculées sur la base des résultats du Recensement de la population de 2011.

4. Modèle hédonique et calcul de l'indice

4.1. Présentation du modèle hédonique

L'indice des prix vise à mesurer les variations de prix « pures », indépendantes des différentes caractéristiques des maisons de l'échantillon. A cette fin, le STATEC utilise un modèle hédonique, qui lie le prix d'une maison à ses caractéristiques par l'intermédiaire d'une fonction mathématique. Afin de pouvoir utiliser la méthode retenue pour le calcul de l'indice, le prix des maisons n'est pas utilisé tel quel, mais il est transformé en son logarithme. Cette transformation permet également de réduire sensiblement la dispersion des prix observés, en particulier pour les plus élevés, ce qui facilite l'obtention d'une fonction hédonique de bonne qualité. Ainsi le logarithme du prix P_k de la transaction k peut s'écrire comme suit :

$$\ln(P_k) = a_1X_1 + a_2X_2 + \dots + a_nX_n + c + \varepsilon_k$$

Où les a_i (avec i allant de 1 à n) sont des coefficients fixes, les X_i les variables retenues pour expliquer le prix, c une constante, et ε_k le terme résiduel de la transaction, à savoir la part non expliquée par le modèle hédonique.

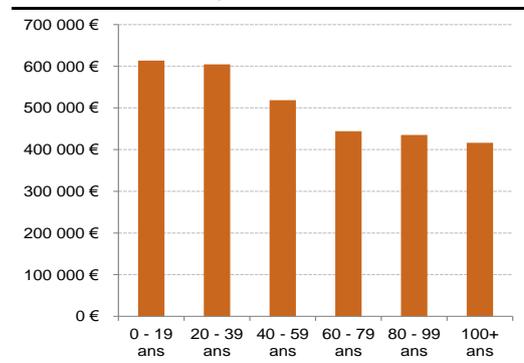
Dans le but d'améliorer la qualité du modèle hédonique, nous effectuons des transformations de certaines de ses variables explicatives. Tout d'abord, afin d'avoir le meilleur ajustement possible avec le logarithme du prix, la surface de référence énergétique et la contenance du terrain sont également transformées en leurs logarithmes.

Ensuite nous dérivons, à partir de la commune sur laquelle est située la maison, la distance en kilomètres à la ville de Luxembourg ainsi que la densité de population. Ces deux variables sont en effet importantes pour modéliser la localisation d'une maison donnée. En effet, il est clair qu'une certaine proximité de la capitale sera un facteur attractif, ce qui va tendre à faire grimper les prix. Par ailleurs, une forte densité de population est un indicateur pour les différentes commodités, ce qui tend également à tirer les prix vers le haut en général. Le meilleur ajustement de la distance au logarithme du prix a été

obtenu en prenant le logarithme de cette dernière, tandis que pour la densité de population, le meilleur résultat a été obtenu en prenant son inverse.

L'âge de la maison, donné par la différence entre l'année de l'enquête et l'année de construction indiquée dans le questionnaire, est quant à lui découpé en classes de 20 ans jusqu'à 99 ans inclus, après quoi il y a une classe pour les maisons âgées de 100 ans et plus. En effet, le prix d'une maison ne décroît pas toujours linéairement avec son âge : cette décroissance se fait réellement sentir à partir de 40 ans, puis, une fois arrivé à un certain nombre d'années, on observe qu'elle ralentit (voir figure 1).

Figure 1 : Evolution du prix des maisons en fonction de leur âge



A chaque classe d'âge est donc associée une variable muette qui vaut 1 si l'âge de la maison tombe dans la classe correspondante, 0 sinon. On a procédé de la même façon, avec des variables muettes, pour le type de maison (détachée / jumelée sur un côté / jumelée sur plusieurs côtés) et pour la réalisation de travaux (oui / non). Enfin, le nombre de salles de bain et le nombre d'emplacements de stationnement couverts sont utilisés tels quels.

Par ailleurs, notons que certaines variables collectées dans le cadre de l'ECM n'ont pas été utilisées. Ce choix s'explique notamment par le fait que certaines d'entre elles étaient trop peu liées au prix ou que les réponses étaient de

mauvaise qualité, notamment en raison du nombre important de valeurs manquantes : c'est le cas des classes de performance énergétique et d'isolation thermique (par ailleurs assez redondantes l'une de l'autre), du nombre de pièces et du nombre de niveaux du logement.

Les valeurs des différents coefficients du modèle ainsi que les valeurs-p correspondantes sont indiquées dans le tableau 6. On considère qu'une valeur-p inférieure à 0.05 traduit le fait

que le coefficient correspondant est statistiquement significatif, ou autrement dit que la constante ou la variable associée explique une part non-négligeable de la variation du logarithme du prix. Plus la valeur de la valeur-p est proche de 0 et plus cette significativité est importante.

Ce modèle a été établi sur la base de l'ensemble des transactions de l'année 2013 retenues après les opérations de filtrage, soit un total de 870 maisons.

Tableau 6 : Coefficients du modèle hédonique et leur significativité (N = 870 transactions, R² ajusté = 0.674)

		<u>Coefficient</u>	<u>Valeur-p</u>	<u>Significativité</u>
constante		11.1409	≈ 0	***
logarithme de la surface		0.3527	9.65 E-30	***
logarithme de la contenance		0.1422	1.16 E-19	***
logarithme de la distance		-0.2061	9.55 E-78	***
inverse de la densité de population		-9.8823	4.22 E-10	***
type de maison (= 1 pour le type correspondant, 0 pour les autres, classe de référence = maison détachée)	jumelée sur 1 côté	-0.0676	0.003847	**
	jumelée sur plusieurs côtés	-0.1158	4.86 E-05	***
âge de la maison (= 1 pour la classe d'âge correspondante, 0 pour les autres, classe de référence = 0 - 19 ans)	âge de 20 à 39 ans	-0.0618	0.034361	*
	âge de 40 à 59 ans	-0.1077	0.000247	***
	âge de 60 à 79 ans	-0.1932	4.47 E-09	***
	âge de 80 à 99 ans	-0.2434	8.17 E-12	***
	âge > 100 ans	-0.2079	4.46 E-09	***
nb. de salles de bain		0.0574	4.10 E-05	***
nb. de places de parking abritées		0.0482	5.92 E-05	***
réalisation de gros travaux (1 si oui, 0 si non)		-0.0913	1.73 E-07	***

Les valeurs positives associées aux logarithmes de la surface et de la contenance montrent que le prix croît logiquement quand on achète une maison plus grande ou sur un terrain plus vaste. Inversement, le coefficient négatif du logarithme de la distance confirme que plus on s'éloigne de la ville de Luxembourg et plus les prix baissent. Pareillement, on voit que les faibles densités de population tendent à tirer les prix vers le bas.

Les coefficients pour le type de maison sont intéressants : la classe de référence étant la maison détachée, on peut voir que toutes choses égales par ailleurs, une maison jumelée sur 1 côté sera moins chère d'environ 6.5%, et

que le prix sera encore plus bas (-10.9%) si celle-ci est jumelée sur plusieurs côtés².

Les coefficients des différentes classes d'âge (classe de référence : 0 - 19 ans) confirment quant à eux que le prix tend à décroître avec l'âge, mais que cette évolution n'est pas linéaire. Le nombre de salles de bain et celui d'emplacements de stationnements abrités présentent quant à eux des coefficients logiquement positifs.

² $e^{-0.06762} - 1 = -0.06538$ et $e^{-0.11582} - 1 = -0.10936$, respectivement

Enfin, la réalisation de gros travaux étant effectuée sur des logements souvent parce qu'ils en ont besoin, on comprend qu'il s'agit ici d'un indicateur de l'état général de la maison achetée, et par conséquent que le coefficient correspondant soit négatif.

Concernant les valeurs-p de ces coefficients, elles sont toutes inférieures à 0.05, voire même souvent très inférieures : cette bonne significativité confirme la pertinence des variables choisies en tant qu'explicatives. Le R^2 ajusté du modèle étant de 0.674, cela signifie qu'il explique à lui seul plus de deux tiers de la variabilité du logarithme du prix.

Par ailleurs, afin de produire un indice de bonne qualité, il est impératif de s'assurer au préalable que le modèle hédonique utilisé pour calculer cet indice satisfait à certains critères. Tout d'abord, comme le modèle s'écrit sous la forme d'une combinaison linéaire, il faut vérifier que cette linéarité correspond à la réalité qu'on souhaite décrire, autrement dit que le modèle est correctement spécifié. Cet aspect a été contrôlé au moyen du test statistique RESET de Ramsey.

Egalement, nous nous assurons de la stabilité des coefficients du modèle au cours du temps, au moyen du test du CUSUM. En outre, il faut aussi vérifier que les différentes variables explicatives ne sont pas trop corrélées : si dans la pratique elles ne sont quasiment jamais totalement indépendantes, une corrélation trop forte entre deux variables explicatives tend à indiquer que l'une d'elles est redondante et donc peut être retirée. Cet aspect est contrôlé au moyen du facteur d'inflation de la variance (*variance inflation factor*, VIF).

Enfin, nous testons également l'hypothèse d'homoscédasticité, à savoir que la variance des résidus du modèle est constante, et nous vérifions en outre que ces derniers ont une distribution normale. Le tableau 7 expose les résultats de ces différents tests.

Tableau 7 : Résultats des tests d'évaluation du modèle hédonique

caractéristique testée	test	résultat
Spécification	RESET	valeur-p = 0.4333
Stabilité des coefficients	CUSUM	valeur-p = 0.4666
Multicolinéarité	VIF	VIF max = 2.495
Homoscédasticité	Breusch-Pagan	valeur-p = 1.81E -05
Normalité des résidus	Shapiro-Wilks	valeur-p = 3.63E -10

Les valeurs-p des tests RESET et CUSUM, largement supérieures à 0.05, montrent que la spécification du modèle et la stabilité de ses coefficients sont bonnes. On considère que la multicolinéarité pose un problème quand le VIF atteint 10 : or, ici, la plus grande valeur observée est d'environ 2.5, très inférieure à ce seuil, ce qui confirme l'absence de variable explicative redondante.

Enfin, les résultats des deux derniers tests mettent en évidence que les résidus du modèle ne sont ni homoscédastiques, ni normalement distribués : cela est lié à l'hétérogénéité des maisons, plus importante que celle des appartements, et en particulier d'autant plus grande que le prix est élevé. En effet, plus on dispose d'un budget important et plus on monte en gamme, et donc plus on dispose de degrés de liberté quant aux caractéristiques de sa maison.

4.2. Méthode de calcul de l'indice

En règle générale, le calcul d'un indice de prix s'effectue en comparant le prix d'un objet donné à la période courante à celui du même objet à la période choisie comme base. Pour pouvoir appliquer ce principe tel quel aux logements, il faudrait alors toujours disposer des mêmes, afin de pouvoir suivre l'évolution de leur prix d'un trimestre sur l'autre, ce qui dans la pratique est évidemment impossible.

Une manière de contourner ce problème, déjà utilisée dans le cadre de l'indice des prix des appartements (1), consiste à imputer la valeur d'un stock de logements fixe dans le temps. Ces imputations sont effectuées au moyen de modèles hédoniques. En particulier, la valeur d'un stock de référence de logements est estimée pour la période de base et la période courante.

Comme par définition les logements appartenant au stock de référence restent les mêmes, il est ainsi possible de calculer un indice des prix à qualité constante, qui sera donné par :

$$I = \frac{\text{Valeur du stock de référence à la période courante}}{\text{Valeur du stock de référence à la période de base}}$$

En théorie **(7)**, il faudrait effectuer deux imputations : une première utilisant le stock de la période de base pour imputer sa valeur à la période courante, et une seconde utilisant le stock de la période courante pour imputer sa valeur à la période de base.

Dans la pratique, sous l'hypothèse que les coefficients des fonctions hédoniques utilisées pour faire ces imputations sont constants entre la période de base et la période courante³, ces deux régressions peuvent être remplacées par une seule. Cette méthode, appelée « hedonic re-pricing », permet un certain nombre de simplifications, ainsi que la possibilité de choisir un stock de référence indépendamment des périodes de base et courante. Ce dernier point permet d'ailleurs d'augmenter la taille du stock de référence, et ainsi d'améliorer la stabilité des coefficients et la précision des imputations réalisées.

C'est la raison pour laquelle le STATEC utilise cette approche pour les prix des maisons anciennes, comme cela avait déjà été le cas pour les prix des appartements, en prenant les données d'une année complète pour établir le modèle hédonique qui servira à calculer les indices trimestriels de l'année suivante. Ce sera le cas à partir de 2015 : actuellement, les indices des prix des maisons anciennes de tous les trimestres présentés par la suite (4^e trimestre 2012 – 3^e trimestre 2014) ont été produits à l'aide du modèle hédonique bâti sur les données de 2013.

La formule donnant l'indice à la période courante t selon la méthode « hedonic re-pricing » est la suivante :

$$I = \frac{\prod_{i=1}^{n_t} p_{i,t}^{1/n_t}}{\prod_{i=1}^{n_0} p_{i,0}^{1/n_0}} \bigg/ \frac{\exp\left(\frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^{ref} X_{k,i,t}\right)}{\exp\left(\frac{1}{n_0} \sum_{i=1}^{n_0} \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^{ref} X_{k,i,0}\right)}$$

Où les $p_{i,t}$ et $p_{i,0}$ sont les prix de transaction, respectivement à la période courante t et à la période de base. Les $\hat{\beta}_k^{ref}$ sont quant à eux les K coefficients du modèle hédonique, estimés à la période de référence ref sur laquelle il est établi, et les $X_{k,i,t}$ et $X_{k,i,0}$ les caractéristiques des logements respectivement à la période courante et la période de base.

La formule précédente se décompose par conséquent d'une part entre un rapport de moyennes, sans ajustement de la qualité, et d'autre part en un facteur correctif faisant intervenir les caractéristiques des logements à la période courante et à la période de base.

Néanmoins, il n'est pas possible de conserver un même modèle hédonique indéfiniment. Ainsi, il est recommandé **(7)** de vérifier régulièrement que les coefficients n'ont pas changé significativement, et si besoin, de les mettre à jour.

C'est la raison pour laquelle cette fonction sera réestimée annuellement et ne servira qu'à calculer les indices des 4 trimestres suivant l'année de référence. Nous effectuerons ensuite un chaînage des indices ainsi obtenus pour reconstituer la série longue.

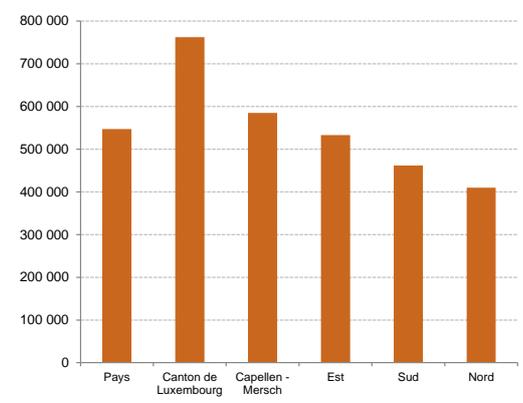
³ Hypothèse validée par le résultat du test CUSUM, confirmant la stabilité des coefficients.

5. Résultats

5.1. Prix moyens et répartition géographique

La collecte de données dans le but de calculer l'indice des prix des maisons anciennes a permis d'obtenir diverses statistiques sur ce segment du marché du logement, à commencer par renseigner sur ce que coûte en moyenne une maison ancienne. Les prix moyens de ces maisons (moyenne brute, sans ajustement par les autres variables, calculée sur les 4 derniers trimestres disponibles) en fonction de la localisation sont présentés dans la figure 2.

Figure 2 : Prix de vente moyens des maisons anciennes selon leur localisation (période allant du 1/10/2013 au 30/09/2014)

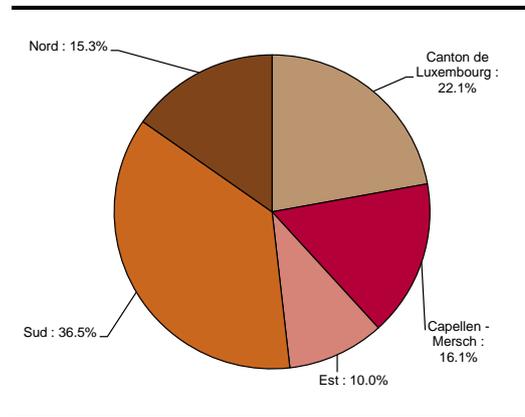


La zone de Capellen – Mersch regroupe les cantons de Capellen et de Mersch, la zone Est comprend ceux d'Echternach, de Grevenmacher et de Remich, la zone Sud correspond au canton d'Esch-sur-Alzette, tandis que la zone Nord inclut les cantons de Clervaux, Diekirch, Redange, Vianden et Wiltz.

On peut observer une disparité très importante des prix moyens selon la zone où l'on se trouve : ainsi, acheter une maison existante dans le canton de Luxembourg coûte en moyenne près de 86 % plus cher que dans le nord du pays (762 423 € contre 409 948 respectivement). La moyenne nationale s'établit quant à elle à 547 287 €.

Sur la même période, on peut également déterminer quelle part de ces transactions (944 en tout) ont eu lieu dans chacune de ces zones géographiques (voir figure 3).

Figure 3 : Part du nombre total de transactions réalisées, selon la localisation (période allant du 1/10/2013 au 30/09/2014)

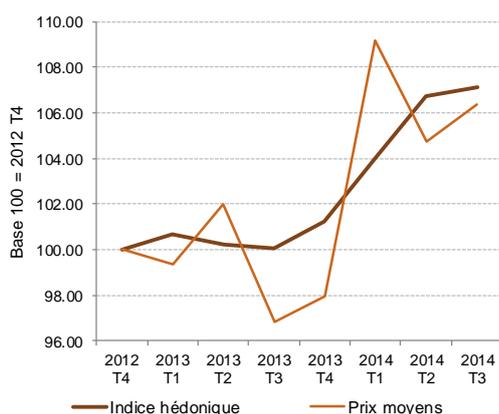


Il ressort donc que le sud du pays et le canton de Luxembourg sont les zones qui concentrent la majorité des transactions de maisons anciennes : près de 60% à elles seules. L'est du pays est la zone où l'on a observé le moins de transactions pendant ces 4 trimestres les plus récents. D'autres statistiques descriptives, par trimestre, sont disponibles dans l'annexe 2 du présent article.

5.2. Indice des prix des maisons anciennes et évolutions comparées

Si les résultats de la section précédente fournissent des informations intéressantes sur la situation actuelle, ils ne renseignent pas sur l'évolution des prix dans le temps. C'est pourquoi on présente ici la série de l'indice des prix des maisons anciennes, comparée à celle des prix moyens non-ajustés (voir figure 4 et tableaux 8 et 9).

Figure 4 : Evolutions comparées de l'indice hédonique des prix des maisons et de leurs prix moyens



Le 3^e trimestre 2014 marque quant à lui un ralentissement de cette augmentation des prix.

La variation annuelle de l'indice entre le 3^e trimestre 2013 et le 3^e trimestre 2014 s'établit à environ 7%, tandis qu'entre le 4^e trimestre 2012 et le 4^e trimestre 2013, les prix n'avaient augmenté que de 1.25%.

L'évolution des prix moyens montre une tendance générale similaire, même si cette série présente naturellement une volatilité plus forte, en l'absence d'ajustement de la qualité. En effet, il suffit d'avoir une proportion de transactions dans le canton de Luxembourg plus élevée qu'au trimestre précédent pour observer une augmentation de la moyenne des prix, alors que cette hausse serait neutralisée dans l'indice.

Tableau 8 : Indice hédonique et prix moyens – variation d'un trimestre par rapport au trimestre précédent

	Indice	
	hédonique	Prix moyens
2013 T1	0.64%	-0.65%
2013 T2	-0.40%	2.64%
2013 T3	-0.16%	-5.02%
2013 T4	1.17%	1.14%
2014 T1	2.77%	11.44%
2014 T2	2.56%	-4.03%
2014 T3	0.37%	1.55%

Tableau 9 : Indice hédonique et prix moyens – variation par rapport au même trimestre de l'année précédente

	Indice	
	hédonique	Prix moyens
2013 T4	1.25%	-2.05%
2014 T1	3.39%	9.88%
2014 T2	6.46%	2.74%
2014 T3	7.03%	9.85%

On observe une relative stabilité des prix entre le 4^e trimestre 2012 et le 3^e trimestre 2013, suite à quoi ils ont commencé à augmenter, pour connaître une forte hausse sur le 1^{er} semestre 2014.

On peut également comparer, sur la même période les évolutions de la série des maisons anciennes avec celle, déjà publiée, des appartements anciens⁴. On a changé la base de cette dernière pour la définir au 4^e trimestre 2012, afin de la faire coïncider avec celle de la série des maisons (voir figure 5 et tableaux 10 et 11).

Figure 5 : Evolutions comparées des indices hédoniques des prix des maisons et des appartements anciens



⁴ Cette série est également ajustée de la qualité en utilisant une méthode similaire à celle utilisée pour les maisons, voir (1).

Tableau 10 : Indices des maisons et des appartements anciens – variation d'un trimestre par rapport au trimestre précédent

	Maisons anciennes	Appartements anciens
2013 T1	0.64%	-2.37%
2013 T2	-0.40%	3.98%
2013 T3	-0.16%	0.75%
2013 T4	1.17%	0.19%
2014 T1	2.77%	0.84%
2014 T2	2.56%	1.62%
2014 T3	0.37%	0.19%

Tableau 11 : Indices des maisons et des appartements anciens – variation par rapport au même trimestre de l'année précédente

	Maisons anciennes	Appartements anciens
2013 T4	1.25%	2.47%
2014 T1	3.39%	5.85%
2014 T2	6.46%	3.45%
2014 T3	7.03%	2.87%

Sur la période allant du 4^e trimestre 2012 au 4^e trimestre 2013, on observe des évolutions globalement cohérentes entre les prix des maisons et des appartements, si on fait abstraction de la baisse ponctuelle des prix des appartements anciens au 1^{er} trimestre 2013.

5.3. Impact de l'intégration de la série des maisons anciennes sur l'indice des prix des logements

Le règlement européen (CE) N° 93/2013 (2) prévoit la production d'un indice des prix des logements trimestriel. Jusqu'à maintenant cet indice pour le Luxembourg ne couvrait que les appartements neufs et existants. Le STATEC faisait donc implicitement l'hypothèse que l'évolution des prix des appartements constitue une bonne approximation aussi de l'évolution des prix des maisons. Dorénavant, les prix des maisons existantes seront également inclus dans cet indice, à partir de la période de base du 4^e trimestre 2012. Par conséquent, les résultats allant du 1^{er} trimestre 2013 jusqu'au 3^e trimestre

2014 vont être révisés. Cette section va analyser l'ampleur de cette révision.

On rappelle tout d'abord ci-dessous la nomenclature définie pour les indices des prix des logements :

H.1. Acquisitions de logements

H.1.1. Acquisitions de logements neufs

H.1.2. Acquisitions de logements existants

Où la série H.1 est donc l'agrégation des séries H.1.1 et H.1.2.

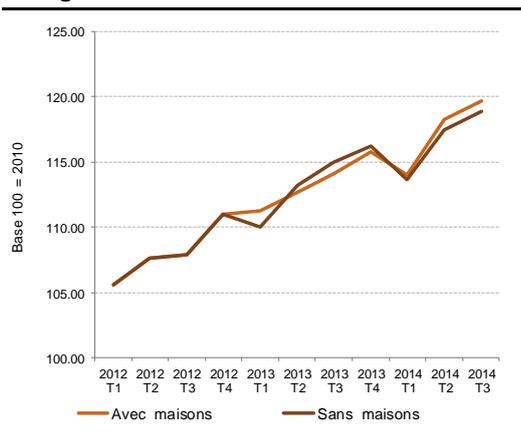
L'intégration des maisons anciennes à la couverture de cet indice va impacter l'indice des prix des maisons à 2 niveaux :

- L'indice des prix des logements anciens (H.1.2), qui comporte maintenant une composante « maisons » et une composante « appartements », contre seulement les appartements auparavant.
- L'indice des prix des logements (H.1), qui est l'agrégation de la série des logements anciens révisée et la série des logements neufs. Cette dernière n'a pas été révisée et ne couvre pour l'instant que les appartements.

De plus, les résultats de 2013 ne sont pas totalement comparables à ceux de 2012, étant donné que la couverture de l'indice n'est pas identique entre ces deux années. Ce problème ne se pose toutefois plus pour la comparaison de 2014 à 2013.

On observe donc, dans la figure 6 et les tableaux 12 et 13, l'impact de l'intégration des maisons anciennes sur l'indice global des prix des logements, qui regroupe la série de l'ancien et la série du neuf (cette dernière ne couvrant actuellement encore que les appartements).

Figure 6 : Evolutions comparées des indices des prix des logements avec et sans l'intégration des maisons anciennes



l'indice plus forte sur l'année 2014. En moyenne, la variation annuelle de l'indice des prix des logements augmente de près de 0.2 point de pourcentage. On notera toutefois que pour les 3 premiers trimestres de 2013, la comparaison est quelque peu biaisée, car les maisons n'étaient alors pas encore intégrées dans l'indice des prix des logements lors des 3 premiers trimestres de 2012.

La nouvelle série des maisons anciennes ainsi que son agrégation avec les séries des prix des appartements seront publiées à partir du début de l'année 2015 dans l'Indicateur Rapide – série C, disponible sur le site du STATEC (8). Les résultats seront publiés un trimestre après le trimestre de référence.

Tableau 12 : Indices des prix des logements – variation d'un trimestre par rapport au trimestre précédent

	Sans maisons	Avec maisons	Différence
2013 T1	-0.86%	0.22%	1.08%
2013 T2	2.82%	1.25%	-1.57%
2013 T3	1.58%	1.26%	-0.32%
2013 T4	1.11%	1.46%	0.35%
2014 T1	-2.21%	-1.49%	0.72%
2014 T2	3.33%	3.68%	0.35%
2014 T3	1.20%	1.26%	0.06%
moyenne	1.00%	1.09%	0.09%

Tableau 13 : Indices des prix des logements – variation par rapport au même trimestre de l'année précédente

	Sans maisons	Avec maisons	Différence
2013 T1	4.25%	5.39%	1.14%
2013 T2	5.13%	4.66%	-0.47%
2013 T3	6.50%	5.69%	-0.81%
2013 T4	4.69%	4.25%	-0.44%
2014 T1	3.28%	2.46%	-0.82%
2014 T2	3.79%	4.93%	1.14%
2014 T3	3.40%	4.93%	1.53%
moyenne	4.43%	4.62%	0.19%

5.4. Série historique des prix des maisons

L'Enquête sur les caractéristiques des maisons n'étant en place que depuis fin 2012, l'ajustement de la qualité tel qu'il est réalisé avec le modèle hédonique présenté dans la section 4.1 n'est donc pas possible pour les périodes antérieures. Néanmoins, les données de la Publicité Foncière sont quant à elles disponibles à partir 1^{er} trimestre 2007, ce qui fait que les prix, les contenances et les communes (et donc les distances et densités de population) des maisons sont accessibles pour l'ensemble de la période allant de 2007 jusqu'à maintenant.

Le STATEC a appliqué dans toute la mesure du possible la même méthodologie que pour l'indice des prix des maisons anciennes aux données issues uniquement de la Publicité Foncière, afin de calculer une série rétropolée des prix des maisons anciennes, qui, elle, remonte jusqu'en 2007.

Par conséquent, les opérations suivantes ont été effectuées:

- Sélection des transactions de maisons
- Dérivation des variables « distance » et « densité de population » sur la base de la commune et transformations (prix, contenance et distance en leurs logarithmes, densité en son inverse)

Suite à l'intégration des maisons on constate une volatilité diminuée, ainsi qu'une hausse de

- Filtrage des transactions au moyen d'une régression expliquant le logarithme du prix par celui de la contenance
- Utilisation des transactions d'une année t pour bâtir un modèle hédonique expliquant le logarithme du prix par ceux de la contenance et de la distance, et par l'inverse de la densité de population
- Application de la méthode « re-pricing » pour calculer l'indice pour l'année $t+1$ (sauf pour 2007, où le modèle est utilisé pour calculer l'indice à la fois pour 2007 et 2008)
- Reconstitution de la série longue au moyen d'un chaînage utilisant le 4^e trimestre de chaque année comme période de recouvrement.

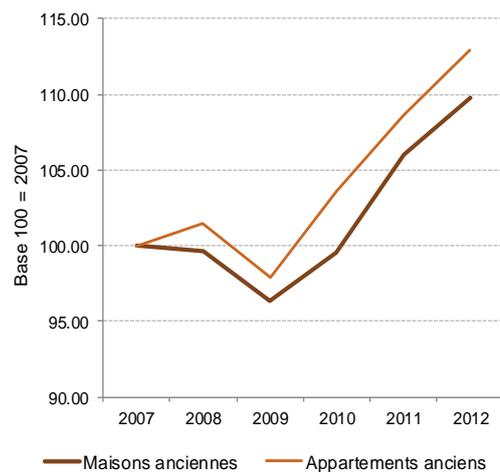
Les résultats trimestriels ainsi obtenus restent assez volatils car l'ajustement de la qualité n'est pas aussi performant, étant donné qu'il se base sur moins de variables. Aussi, pour plus de lisibilité, les résultats sont présentés ici par année. Néanmoins, le tableau de l'annexe 3 donne une comparaison des évolutions trimestrielles de cet indice basé uniquement sur la Publicité Foncière et de celui intégrant aussi les données de l'ECM, qui a été présenté dans la section 5.2 du présent article.

6. Conclusions et perspectives

L'établissement d'un indice des prix des maisons anciennes, basé sur les données de la Publicité Foncière et de l'Enquête sur les caractéristiques des maisons, a permis de combler un manque important dans la couverture de l'indice des prix des logements. En effet, si l'utilisation des appartements comme approximation de l'ensemble des habitations est pertinente, l'intégration des maisons anciennes améliore significativement la qualité de l'indice des prix des logements.

L'association d'une sélection rigoureuse des transactions et de l'application d'une méthode hédonique a permis de réaliser un ajustement de la qualité qui résout les problèmes de non-comparabilité créés par l'hétérogénéité des

Figure 7 : Evolutions comparées des séries historiques des maisons anciennes et des appartements anciens



On remarque dans la figure 7 que la série historique des maisons anciennes présente globalement la même dynamique que celle relative aux appartements, avec notamment la baisse observée en 2009. Cette cohérence dans les évolutions confirme la pertinence de l'utilisation des appartements en tant qu'approximation de l'ensemble des logements.

maisons. On peut déjà ainsi mesurer de manière satisfaisante leurs variations de prix pures.

Néanmoins, le modèle hédonique pourrait encore être amélioré. Ainsi, il faudra à l'avenir continuer à identifier de nouvelles variables en tant qu'explicatives supplémentaires pour le modèle. De plus, il faudra également développer des statistiques sur les prix des maisons neuves, ce qui permettra alors de couvrir de manière complète le marché du logement.

En complément de ces indices de prix, d'autres indicateurs relatifs au logement devront être développés, en particulier concernant les volumes de ventes.

Références

1. Lamboray, C. (2010). Un indice hédonique des prix des appartements. STATEC, *Economie et Statistiques*, N° 44.
2. Règlement (UE) N°93/2013 de la Commission du 1er février 2013, portant modalités d'application du règlement (CE) n ° 2494/95 du Conseil relatif aux indices des prix à la consommation harmonisés, en ce qui concerne l'établissement d'indices des prix des logements occupés par leur propriétaire.
3. http://ec.europa.eu/economy_finance/economic_governance/documents/alert_mechanism_report_2012_en.pdf
4. <http://www.statistiques.public.lu/fr/methodologie/methodes/economie-finances/Prix/prix-logements/note-prix-de-vente.pdf>
5. Délibération N°41/2012 du 19 mars 2012 de la CNPD.
6. Règlement grand-ducal du 5 mai 2012 modifiant : 1. le règlement grand-ducal modifié du 30 novembre 2007 concernant la performance énergétique des bâtiments d'habitation ; 2. le règlement grand-ducal du 31 août 2010 concernant la performance énergétique des bâtiments fonctionnels.
7. ILO, IMF, OECD, UNECE, World Bank, Eurostat (2013). Handbook on Residential Property Price Indices (RPPIs). Eurostat, *Methodologies & Working papers*, ref. **KS-RA-12-022-EN-C**.
8. <http://www.statistiques.public.lu/fr/publications/series/indicateur-rapides/index.html>

Annexe 1 : Questionnaire de l'ECM

STATECInstitut national de la statistique
et des études économiques

Luxembourg

Nom :

Adresse :

Dossier suivi par :

ENQUÊTE SUR LES CARACTERISTIQUES DES MAISONSLe présent questionnaire est à renvoyer au STATEC, dûment rempli, avant le < DATE LIMITE >.

Vous avez acheté, en date du < DATE ACHAT >, une maison située sur la commune de :

< COMMUNE >

Merci de renseigner dans les cadres ci-dessous les informations relatives à cette acquisition.

Informations sur le logementIndiquez les caractéristiques du logement tel qu'il était
à la date de votre achat. Les modifications ultérieures ne doivent
pas être prises en compte.

Type de bâtiment Cocher la case correspondante	Maison détachée	
	Maison jumelée sur 1 côté	
	Maison jumelée sur plusieurs côtés	
	Autre type de bâtiment	
Nombre de pièces : Veuillez indiquer ci-contre le nombre de pièces de 4m ² ou plus que comporte le logement, hors salle de bains, toi- llettes et hall. Greniers et caves aménagés à des fins d'habitation doivent également être inclus.		
Nombre d'emplacements de stationnement couverts :		
Nombre de salles de bain :		

Performance énergétiqueCes informations figurent sur le passeport éner-
gétique. Vous pouvez en joindre une copie à ce ques-
tionnaire au lieu de répondre aux questions
ci-dessous.

Classe de performance énergétique :		
Année de construction :		
Surface de référence énergétique (m²) :		
Source d'énergie de chauffage Cocher la/les case(s) correspondante(s)	Bois	
	Fuel	
	Gaz	
	Electricité	
	Pellets	
	Autre (précisez) :	

Nuisances Cocher les cases cor- respondant à celles situées à proximité de la maison	Route à grande circulation	
	Voie ferrée	
	Couloir aérien	
	Autre (précisez) :	

Avez-vous déjà démolé le logement ou effectué de gros travaux dedans, ou alors envisagez-vous de le faire dans les 12 mois à venir ? Cocher la case correspondante			
OUI		NON	

janvier 2015

20

Annexe 2 : Statistiques descriptives

On présente ici pour chaque trimestre les statistiques descriptives des différentes variables utilisées dans le calcul de l'indice des prix des maisons anciennes.

Nombre de transactions retenues :

Trimestre	Pays	Capellen -		Canton de		
		Mersch	Est	Luxembourg	Nord	Sud
2012 T4	167	24	19	45	23	56
2013 T1	214	32	35	34	42	71
2013 T2	216	19	26	57	37	77
2013 T3	220	28	24	36	32	100
2013 T4	220	27	21	44	43	85
2014 T1	199	37	23	47	22	70
2014 T2	262	38	28	65	43	88
2014 T3	263	50	22	53	36	102
Tous	1761	255	198	381	278	649

Prix moyens et médians :

Trimestre	Prix moyens	Prix médians	Ecart-type
2012 T4	523 457	490 000	206 933
2013 T1	520 028	482 500	255 100
2013 T2	533 734	480 000	258 496
2013 T3	506 952	477 500	215 237
2013 T4	512 734	473 500	204 040
2014 T1	571 415	530 000	248 943
2014 T2	548 361	495 000	258 345
2014 T3	556 865	500 000	256 807
Tous	535 013	490 000	241 159

Types de maisons (effectifs) :

Trimestre	Détachées	Jumelées sur	
		un côté	plusieurs côtés
2012 T4	57	60	50
2013 T1	77	76	61
2013 T2	71	82	63
2013 T3	71	73	76
2013 T4	77	69	74
2014 T1	67	70	62
2014 T2	89	93	80
2014 T3	99	84	80
Tous	608	607	546

Surface de référence énergétique (m²) :

Trimestre	Moyenne	Médiane	Ecart-type
2012 T4	164.3	146.2	63.4
2013 T1	164.6	148.3	65.2
2013 T2	158.4	150.0	52.7
2013 T3	168.1	155.0	61.3
2013 T4	159.7	145.0	53.3
2014 T1	169.1	158.6	64.0
2014 T2	157.7	142.6	59.1
2014 T3	157.5	143.0	58.3
Tous	162.1	148.4	59.6

Contenance (m²) :

Trimestre	Moyenne	Médiane	Ecart-type
2012 T4	525.5	421.0	507.9
2013 T1	551.8	389.5	679.9
2013 T2	562.3	355.0	802.6
2013 T3	514.7	342.5	819.8
2013 T4	538.0	376.5	473.9
2014 T1	485.7	385.0	339.5
2014 T2	473.8	350.5	420.2
2014 T3	560.7	431.0	579.7
Tous	526.5	371.0	600.6

Distance à Luxembourg (km) :

Trimestre	Moyenne	Médiane	Ecart-type
2012 T4	18.7	17.3	15.0
2013 T1	21.9	19.7	14.2
2013 T2	19.2	17.9	14.7
2013 T3	19.8	17.3	13.7
2013 T4	20.6	17.3	15.4
2014 T1	17.1	16.4	12.0
2014 T2	19.0	17.3	15.0
2014 T3	18.4	17.3	11.8
Tous	19.3	17.3	14.0

Age (années) :

Trimestre	Moyenne	Médiane	Ecart-type
2012 T4	60.4	55	44.9
2013 T1	55.6	53	38.6
2013 T2	55.7	53	33.6
2013 T3	59.3	53	43.2
2013 T4	57.9	53	41.3
2014 T1	53.8	51	32.6
2014 T2	61.7	59	40.3
2014 T3	54.5	53	31.6
Tous	57.4	53	38.3

janvier 2015

22

Classes d'âge (effectifs) :

Trimestre	0 - 19 ans	20 - 39 ans	40 - 59 ans	60 - 79 ans	80 - 99 ans	> 100 ans
2012 T4	27	30	37	31	20	22
2013 T1	36	47	45	41	18	27
2013 T2	30	50	52	29	31	24
2013 T3	28	47	55	41	27	22
2013 T4	37	38	58	31	32	24
2014 T1	30	40	48	40	29	12
2014 T2	35	45	52	61	35	34
2014 T3	38	47	69	56	34	19
Tous	261	344	416	330	226	184

*Nombres moyens de salles de bain et
d'emplacements de stationnement couverts par
maison :*

Trimestre	Emplacements de stationnement couverts	
	Salles de bain	
2012 T4	1.59	1.04
2013 T1	1.63	1.12
2013 T2	1.61	1.07
2013 T3	1.56	1.09
2013 T4	1.52	1.15
2014 T1	1.65	1.10
2014 T2	1.54	0.95
2014 T3	1.56	1.02
Tous	1.58	1.06

*Nombre de maisons où de gros travaux ont été réalisés ou sont
prévus (oui / non) :*

Trimestre	Oui	Non	Oui / Total
2012 T4	93	74	55.7%
2013 T1	108	106	50.5%
2013 T2	110	106	50.9%
2013 T3	119	101	54.1%
2013 T4	114	106	51.8%
2014 T1	97	102	48.7%
2014 T2	136	126	51.9%
2014 T3	124	139	47.1%
Tous	901	860	51.2%

Annexe 3 : Evolutions comparées des indices hédoniques

Le tableau ci-dessous compare les évolutions trimestrielles des indices suivants :

- L'indice officiel des prix des maisons anciennes, présenté à la section 5.2 et reposant sur un modèle hédonique intégrant les données de la Publicité Foncière et de l'Enquête sur les caractéristiques des maisons (appelé « Indice PF et ECM » dans le tableau)
- L'indice présenté à la section 5.4, calculé grâce à un modèle hédonique établi seulement sur la base des données de la Publicité Foncière (appelé « Indice PF seule »)

Valeurs des indices (base 100 = 2012 T4)

Trimestre	Indice	Indice
	PF et ECM	PF seule
2012 T4	100.00	100.00
2013 T1	100.64	101.12
2013 T2	100.24	100.18
2013 T3	100.07	102.65
2013 T4	101.25	102.25
2014 T1	104.05	106.19
2014 T2	106.71	106.82
2014 T3	107.11	106.16