

LA CONSTRUCTION DE L'INDICE DES PROPRIETAIRES- OCCUPANTS (OOH) ET DE L'INDICE DES PRIX DES LOGEMENTS (HPI) : LA NECESSITE DE L'ELABORATION D'UN INDICE DES PRIX DES LOGEMENTS NEUFS

Thomas BALCONE ()*

() Insee, Division des Prix à la Consommation*

Introduction

Dans le cadre du projet OOH (Owner Occupied Housing) conduit par Eurostat, des travaux ont été menés afin de construire un indice permettant de suivre les dépenses des ménages propriétaires-occupants liées à l'acquisition et à l'utilisation de leur logement (indice OOH), et un indice des prix des logements (HPI). L'indice des propriétaires-occupants (indice OOH) est calculé comme la moyenne pondérée des quatre indices suivants :

- l'Indice du Coût de la Construction (ICC) pour l'individuel pur
- l'Indice de Prix des travaux d'Entretien-Amélioration de logements (IPEA)
- l'Indice des Prix à la Consommation (IPC) de l'assurance-habitation
- un indice des prix des logements neufs

L'indice des prix des logements (HPI) est, quant à lui, calculé comme la moyenne pondérée de l'indice Notaires-Insee des logements anciens et d'un indice des prix des logements neufs.

Ainsi, dans le cadre du projet OOH, nous avons dû créer un indice afin de suivre l'évolution des prix des logements neufs. Pour établir cet indice, nous avons utilisé l'Enquête sur la Commercialisation des Logements Neufs (ECLN).

Le marché du logement neuf étant en constante évolution (un logement neuf vendu disparaissant du marché) et différent d'une zone géographique à une autre, calculer l'indice des prix des logements neufs comme le rapport des prix moyens des logements neufs vendus entre deux trimestres consécutifs n'est pas judicieux. En effet, un tel indice ne prendrait pas en compte l'effet qualité lié à l'évolution des caractéristiques des logements neufs. Pour tenir compte de cet effet qualité, une modélisation des prix des logements neufs relevés dans l'enquête ECLN est nécessaire.

Ainsi, nous avons essayé d'établir un modèle hédonique expliquant le prix d'un logement neuf en fonction de ses caractéristiques physiques (surface habitable du logement, nombre de pièces, présence d'un balcon, ...) et des caractéristiques géographiques de la commune de résidence (taille de l'unité urbaine, zone d'études et d'aménagement du territoire (ZEAT), ...). Trois modèles hédoniques ont été testés afin de calculer un indice des prix des logements neufs:

- le modèle à indicatrices temporelles
- le modèle à « période de référence » (hedonic re-pricing method)
- le modèle sur périodes adjacentes

Dans le cadre de cette présentation, nous traiterons tout d'abord du découpage géographique choisi pour construire l'indice des prix des logements neufs. Puis, on présentera chacune des méthodes de calcul et les résultats obtenus. Enfin, on présentera l'indice des propriétaires occupants (indice OOH) et l'indice des prix des logements (HPI) obtenus en calculant l'indice des prix des logements neufs à partir d'un modèle hédonique sur périodes adjacentes.

1. Présentation du projet OOH (Owner Occupied Housing)

1.1. L'historique du projet

Le projet OOH a été lancé par Eurostat au début des années 2000. Un groupe de travail sur la prise en compte des propriétaires occupant leur logement dans l'indice des prix à la consommation a ainsi été mis en place (projet OOH pour « owner occupied housing »). L'objectif de ce projet est double. Le premier est d'essayer rendre compte du coût du logement de manière plus exhaustive dans l'indice des prix, en incluant l'évolution des dépenses liées à l'acquisition et à l'utilisation de leur logement par les propriétaires occupants. Le deuxième est de créer un indice des prix des logements afin de suivre l'évolution des prix sur le marché immobilier et de pouvoir ainsi anticiper une éventuelle bulle immobilière. Cet indice expérimental fait d'ores et déjà partie des 22 indicateurs du tableau de bord sur les déséquilibres macroéconomiques suivi par la Commission européenne.

Le projet OOH en est désormais à sa phase terminale, la phase 4. Un projet de règlement OOH proposé par Eurostat a été présenté pour la dernière fois au groupe de travail « Harmonisation of Consumer Price Indices » au mois d'octobre dernier. Il sera proposé pour adoption au comité des directeurs généraux en février 2012. Eurostat envisage de publier un indice des prix des logements neufs non expérimental courant 2012 et un indice des prix des propriétaires-occupants non expérimental courant 2014. La France (division des prix à la consommation) a participé aux travaux depuis la phase 2.

1.2. L'indice des propriétaires-occupants (indice OOH)

1.2.1. Le concept d'acquisition nette par les ménages propriétaires-occupants

Avant de définir le champ théorique d'un indice des propriétaires-occupants, il faut choisir un concept pour déterminer les dépenses des propriétaires occupant leur logement que l'on va suivre dans le cadre de cet indice. Les trois concepts suivants sont souvent utilisés :

- le concept d'utilisation : ce concept fait référence à la théorie microéconomique. En effet, dans cette approche, la valeur d'un bien repose sur les bénéfices tirés par le consommateur de l'utilisation de ce bien, autrement dit elle est égale au coût d'opportunité de la meilleure autre option non-réalisée.
- le concept des paiements : selon ce concept, la valeur d'un bien correspond à tous les paiements effectués pour ce bien, quel que soit le moment auquel ce bien a été effectivement consommé ou acquis.
- le concept d'acquisition : ce concept définit la valeur totale de l'acquisition d'un bien comme étant celle au moment de l'achat, peu importe la date à laquelle le bien commencera à être consommé et la manière dont il sera payé.

Eurostat a choisi de suivre les dépenses des propriétaires occupants en adoptant **le concept d'acquisition nette** : on considère uniquement les acquisitions nouvelles pour le champ macroéconomique des ménages. Les ventes entre ménages sont ainsi exclues.

1.2.2. Le champ théorique

Le projet de règlement OOH contient une nomenclature définissant les différentes catégories de dépense que doit couvrir un indice des propriétaires-occupants :

code OOH	Libellé OOH
O.1	DÉPENSES DES PROPRIÉTAIRES-OCCUPANTS
O.1.1.	ACQUISITIONS DE LOGEMENTS
O.1.1.1.	Logements neufs
O.1.1.1.1.	Achats de logements neufs
O.1.1.1.2.	Logements construits à l'initiative de l'acquéreur et rénovations majeures
O.1.1.2.	Logements anciens n'étant pas détenu par un ménage
O.1.1.3.	Autres coûts associés à l'acquisition de logements
O.1.2.	UTILISATION DES LOGEMENTS
O.1.2.1.	Travaux d'entretien et d'amélioration
O.1.2.2.	Assurance habitation
O.1.2.3.	Autres coûts liés à l'utilisation de logements

Tableau 1 : Champ théorique de l'indice des propriétaires-occupants

1.3. L'indice des prix des logements (HPI)

1.3.1. Définition

L'indice des prix des logements a pour but de mesurer l'évolution des prix de marché de tous les logements acquis par les ménages quel que soit l'utilisation faite de ce logement. Ainsi, contrairement à l'OOH, les logements acquis par un ménage dans un but locatif (dans le cadre du dispositif Scellier par exemple) rentrent dans le champ de l'HPI. De plus, contrairement à l'OOH, l'indice des prix des logements neufs ne suit pas le concept d'acquisition nette et le prix du terrain doit être inclus dans le prix de vente suivi.

1.3.2. Champ théorique

Le projet de règlement OOH contient également une nomenclature partitionnant le champ d'un indice des prix des logements :

Code HPI	Libellé HPI
H.1	ACHATS DE LOGEMENTS
H.1.1.	Achats de logements neufs
H.1.2.	Achats de logements anciens

Tableau 2 : Champ théorique de l'indice des prix des logements

2. L'élaboration d'un indice des prix des logements neufs

2.1. La source utilisée : l'Enquête sur la Commercialisation des Logements Neufs (ECLN)

2.1.1. Présentation de l'enquête

Pour établir un indice des prix des logements neufs, nous avons utilisé l'Enquête sur la Commercialisation des Logements Neufs (ECLN) du SOeS¹. C'est une enquête trimestrielle assurant le suivi de la commercialisation des logements neufs destinés à la vente aux particuliers depuis 1985. L'enquête est inscrite au programme des enquêtes d'intérêt général à caractère obligatoire arrêté par le CNIS. Elle est soumise au visa du CNIS et à une déclaration à la CNIL.

La base de l'enquête est la base Sitadel des permis de construire déposés par les pétitionnaires auprès des mairies et des Directions départementales de l'équipement (DDE) et exploités par les Directions régionales de l'équipement (DRE). Cette base est mise à jour chaque trimestre par l'introduction des nouveaux programmes autorisés et la suppression des opérations dont la commercialisation est achevée.

Le champ de l'enquête est constitué des permis de 5 logements et plus destinés à la vente aux particuliers. Par conséquent cette enquête ne couvre pas :

- le secteur locatif (permis de construire ne comprenant que des logements destinés à la location)
- les constructions individuelles réalisées par des particuliers en vue de leur occupation personnelle (permis de construire d'un logement)
- les logements construits par l'État, les collectivités locales et les sociétés nationalisées
- l'ensemble des logements de fonction
- les programmes de réhabilitation

L'enquête est exhaustive sur son champ. Ainsi, tous les promoteurs ayant déposé un permis de construire d'au moins cinq logements destinés à la vente aux particuliers sont interrogés. Cette restriction du champ de l'enquête aux permis de construire de cinq logements ou plus destinés à la vente aux particuliers n'est pas vraiment pénalisante pour l'analyse statistique. En effet, d'après le SoeS, la part des programmes de moins de 5 logements destinés à la vente aux particuliers et relevant du champ de la promotion immobilière (champ de l'enquête ECLN) est de l'ordre de 1% pour les appartements et d'environ 5% pour les maisons individuelles groupées.

L'unité statistique de l'enquête est le programme de construction et les tranches de commercialisation qui lui sont rattachées. L'unité enquêtée est le promoteur ou l'entreprise effectuant la commercialisation d'un projet ayant fait l'objet d'un permis de construire.

L'enquête est réalisée en France métropolitaine. La collecte des données est faite par des enquêteurs et/ou par voie postale.

2.1.2. Questionnaire associé à l'enquête

Le questionnaire est composé de deux parties, à savoir le questionnaire de base et les fiches tranches. Le questionnaire de base décrit le programme de construction. Il est rempli la première fois pour tout nouveau programme suivi par l'enquête. Il permet notamment de:

- d'identifier le programme de construction et de connaître ses caractéristiques (numéro de permis de construire, nom et adresse du programme,...)
- depuis la nouvelle version de l'enquête datant de 2006, de recueillir des éléments portant sur la qualité du programme comme sa catégorie (courant ou ordinaire, confortable, très confortable, luxe) ou ses éléments de confort (présence d'un dispositif de sécurité, présence d'une piscine dans la résidence, proximité des transports collectifs, présence d'un système de climatisation)

La deuxième partie du questionnaire, la fiche tranche, assure le suivi de la commercialisation

¹ service statistique du ministère du développement durable

du programme. Une fiche tranche est ouverte dès qu'une partie du programme de construction est offerte à la vente et que sa commercialisation est en cours lors du trimestre enquêté. Elle ne comprend que des logements :

- de même type (individuel groupé ou collectif)
- de même nature (logements ordinaires, résidences avec services, résidences de vacances, logements sociaux)
- et au même stade d'avancement des travaux pour le collectif (en projet, en cours, achevé)

Chaque trimestre, une fiche tranche donne notamment **suivant le nombre de pièces des logements** (1 pièce, 2 pièces, 3 pièces, 4 pièces, 5 pièces, 6 pièces ou plus) :

- le nombre total de logements réservés : ce sont les logements ayant fait l'objet d'une réservation avec dépôt d'arrhes, ou vendus sans réservation préalable au cours du trimestre écoulé
- le nombre de logements réservés pour investissement locatif : ces logements sont achetés pour les louer et permettent ainsi à leur acheteur de se constituer un patrimoine et percevoir des revenus complémentaires
- la surface moyenne des terrains, ou balcons et terrasses en m² des logements vendus
- la surface habitable moyenne en m² des logements réservés, i.e. la surface des pièces principales d'habitation, de service (cuisine, WC, salle de bains) et de circulation (hall, couloir). Cette surface ne tient pas compte de la superficie des combles non aménagés, caves, sous-sols, remises, garages, terrasses, loggias, balcons, séchoirs extérieurs au logement, vérandas, volumes vitrés, locaux communs et autres dépendances des logements, ni des parties de locaux d'une hauteur inférieure à 1,80 m selon l'article R. 111-2 du Code de la construction
- le prix moyen en euros des logements réservés : il s'agit du prix à la réservation, i.e. à la signature du premier contrat. Les frais de notaires ne sont pas inclus dans ce prix. De plus, pour le collectif, il s'agit du prix du logement, garage ou parking exclu, alors que pour les maisons individuelles groupées, il s'agit du prix de la maison, de ses dépendances et du terrain.

2.2. Le champ de l'indice

Le champ géographique retenu pour l'indice des prix des logements neufs est la France métropolitaine hors Corse. Ainsi, les logements neufs réservés en Corse ou dans les départements et territoires d'Outre-mer ne sont pas couverts par l'indice des prix des logements neufs que nous allons établir. On a choisi ce champ géographique dans un souci de cohérence avec l'indice Notaires-Insee des prix des logements anciens qui est un indice « France hors Corse et territoires d'Outre-mer ».

Comme la priorité d'Eurostat est de publier un indice des prix des logements (HPI) en 2012, on va retenir tous les logements réservés figurant dans l'enquête ECLN, quel que soit l'utilisation faite de ce logement par le ménage acquéreur, pour calculer un indice des prix des logements neufs. En particulier, les logements réservés pour investissement locatif vont être couverts par notre indice expérimental. Cependant, nous excluons les logements réservés correspondant à des logements sociaux car un logement social neuf ne peut pas être acquis par un ménage. En effet, seuls peuvent être vendus les logements sociaux à usage locatifs construits ou acquis depuis plus de 10 ans par un organisme d'HLM².

Une nouvelle version de l'enquête ECLN a vu le jour au 1^{er} trimestre 2006. Cependant, cette dernière a cohabité avec l'ancienne version pendant un trimestre. Ainsi, pour construire notre indice des prix des logements neufs, nous allons diviser les observations contenues dans l'enquête ECLN en deux ensembles de données :

- le premier correspond à la période allant du 1^{er} trimestre 2000 au 1^{er} trimestre 2006 (ancienne enquête)
- le deuxième correspond à la période allant du 1^{er} trimestre 2006 au 2^{ème} trimestre 2011

Une observation issue de l'enquête ECLN est caractérisée par un identifiant de fiche tranche, un nombre de pièces et un numéro de trimestre. Ainsi, par exemple, si pour un trimestre et un programme de construction donnés, 3 appartements de 2 pièces et 4 appartements de 5 pièces

² Habitation à Loyer Modéré

correspondant à des logements ordinaires ont été réservés au cours du trimestre écoulé, on considérera que deux observations et sept logements réservés sont associés à la fiche tranche répertoriant les appartements ordinaires du programme de construction considéré.

Le nombre d'observations par trimestre moyen est de 7 822 et le nombre de logements réservés par trimestre moyen est de 25 452.

Trimestre enquêté	Nombre d'observations	Nombre de logements réservés	dont pour investissement locatif	Part de l'investissement locatif dans l'ensemble des logements réservés (en %)
20001	6 875	17 343	0	0%
20002	6 867	18 718	0	0%
20003	6 922	18 231	0	0%
20004	7 401	20 531	0	0%
20011	7 523	20 502	0	0%
20012	7 194	19 705	0	0%
20013	7 011	18 902	0	0%
20014	7 313	20 807	0	0%
20021	7 583	21 740	0	0%
20022	7 289	20 846	0	0%
20023	6 938	19 338	0	0%
20024	7 450	22 981	0	0%
20031	7 767	25 515	0	0%
20032	7 551	25 450	0	0%
20033	7 243	25 651	0	0%
20034	7 219	26 047	0	0%
20041	7 427	28 398	0	0%
20042	7 174	29 317	0	0%
20043	6 996	26 236	0	0%
20044	7 074	27 178	0	0%
20051	7 658	29 989	0	0%
20052	7 640	31 335	0	0%
20053	7 485	28 330	0	0%
20054	8 214	30 809	0	0%
20061	8 641	32 062	0	0%
20061	8 680	32 344	0	0%
20062	8 129	29 016	0	0%
20063	8 455	31 362	0	0%
20064	8 961	31 941	0	0%
20071	9 953	36 698	0	0%
20072	9 634	32 232	0	0%
20073	9 555	28 834	0	0%
20074	9 066	27 750	0	0%
20081	9 152	26 093	4 149	16%
20082	7 840	21 141	3 243	15%
20083	6 569	16 009	2 085	13%
20084	5 753	14 524	2 102	14%
20091	8 358	25 049	5 495	22%
20092	9 001	27 354	8 336	30%
20093	8 644	26 306	8 364	32%
20094	8 450	25 923	8 348	32%
20101	8 231	26 336	8 059	31%
20102	8 510	29 524	10 352	35%

Trimestre enquêté	Nombre d'observations	Nombre de logements réservés	dont pour investissement locatif	Part de l'investissement locatif dans l'ensemble des logements réservés (en %)
20103	8 257	29 518	11 255	38%
20104	7 968	27 919	10 737	38%
20111	6 934	21 759	6 272	29%
20112	7 077	22 641	7 024	31%
Moyenne	7 822	25 452	6 844	27%

Tableau 3 : nombre d'observations et nombre de logements réservés par trimestre du 1^{er} trimestre 2000 au 2^{ème} trimestre 2011 (source ECLN)

2.3. Les indices « naïfs »

2.3.1. le rapport des prix moyens (moyenne arithmétique)

On souhaite construire un indice qui mesure l'évolution des prix des logements neufs vendus entre deux trimestres t et t+1. Une première possibilité est de définir notre indice, noté $I_{t+1/t}$, comme étant le rapport entre la moyenne arithmétique des prix des logements neufs vendus au trimestre t+1, \bar{p}_{t+1} , et la moyenne arithmétique des prix des logements neufs vendus au trimestre t, \bar{p}_t :

$$I_{t+1/t} = \frac{\bar{p}_{t+1}}{\bar{p}_t} = \frac{\frac{1}{n_{t+1}} \sum_{i=1}^{nb_obs(t+1)} n_{i,t+1} \bar{p}_{i,t+1}}{\frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{nb_obs(t)} n_{i,t} \bar{p}_{i,t}}$$

où :

- $nb_obs(t)$ est le nombre d'observations issues de l'enquête ECLN au trimestre t
- $n_t = \sum_{i=1}^{nb_obs(t)} n_{i,t}$ est le nombre de logements réservés au trimestre t
- $\forall i = 1, \dots, nb_obs(t)$, $n_{i,t}$ est le nombre de logements réservés correspondant à l'observation i issue de l'enquête ECLN au trimestre t
- $\forall i = 1, \dots, nb_obs(t)$, $\bar{p}_{i,t}$ est le prix moyen en euros des logements réservés correspondant à l'observation i issue de l'enquête ECLN au trimestre t

2.3.2. le rapport des prix moyens (moyenne géométrique)

Une deuxième idée est de construire un indice des prix des logements neufs comme le rapport entre la moyenne géométrique des prix des logements neufs vendus au trimestre t+1 et la moyenne géométrique des prix des logements neufs vendus au trimestre t :

$$I_{t+1/t} = \frac{\left(\prod_{i=1}^{nb_obs(t+1)} \bar{p}_{i,t+1}^{n_{i,t+1}} \right)^{\frac{1}{n_{t+1}}}}{\left(\prod_{i=1}^{nb_obs(t)} \bar{p}_{i,t}^{n_{i,t}} \right)^{\frac{1}{n_t}}} \quad (1)$$

2.3.3. le rapport des prix moyens au m²

Une dernière idée revient à s'inspirer de la méthodologie de calcul de l'indice des loyers. Ca consiste en effet à établir un indice des prix des logements neufs comme le rapport entre le prix moyen au m² des logements neufs vendus au trimestre t+1 et le prix moyen au m² des logements neufs vendus au trimestre t :

$$I_{t+1/t} = \frac{\frac{\bar{p}_{t+1}}{\text{shab_moy}_{t+1}}}{\frac{\bar{p}_t}{\text{shab_moy}_t}} = \frac{\frac{1}{n_{t+1}} \sum_{i=1}^{nb_obs(t+1)} n_{i,t+1} \bar{p}_{i,t+1}}{\frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{nb_obs(t)} n_{i,t} \bar{p}_{i,t}} = \frac{\frac{1}{n_{t+1}} \sum_{i=1}^{nb_obs(t+1)} n_{i,t+1} \text{shab_moy}_{i,t+1}}{\frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{nb_obs(t)} n_{i,t} \text{shab_moy}_{i,t}}$$

soit :

$$I_{t+1/t} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^{nb_obs(t+1)} n_{i,t+1} \bar{p}_{i,t+1}}{\sum_{i=1}^{nb_obs(t+1)} n_{i,t+1} \text{shab_moy}_{i,t+1}}}{\frac{\sum_{i=1}^{nb_obs(t)} n_{i,t} \bar{p}_{i,t}}{\sum_{i=1}^{nb_obs(t)} n_{i,t} \text{shab_moy}_{i,t}}}$$

où :

- shab_moy_t est la surface habitable moyenne en m² des logements réservés au trimestre t
- $\forall i = 1, \dots, nb_obs(t)$, shab_moy_{i,t} est la surface habitable moyenne en m² des logements réservés correspondant à l'observation i issue de l'enquête ECLN au trimestre t

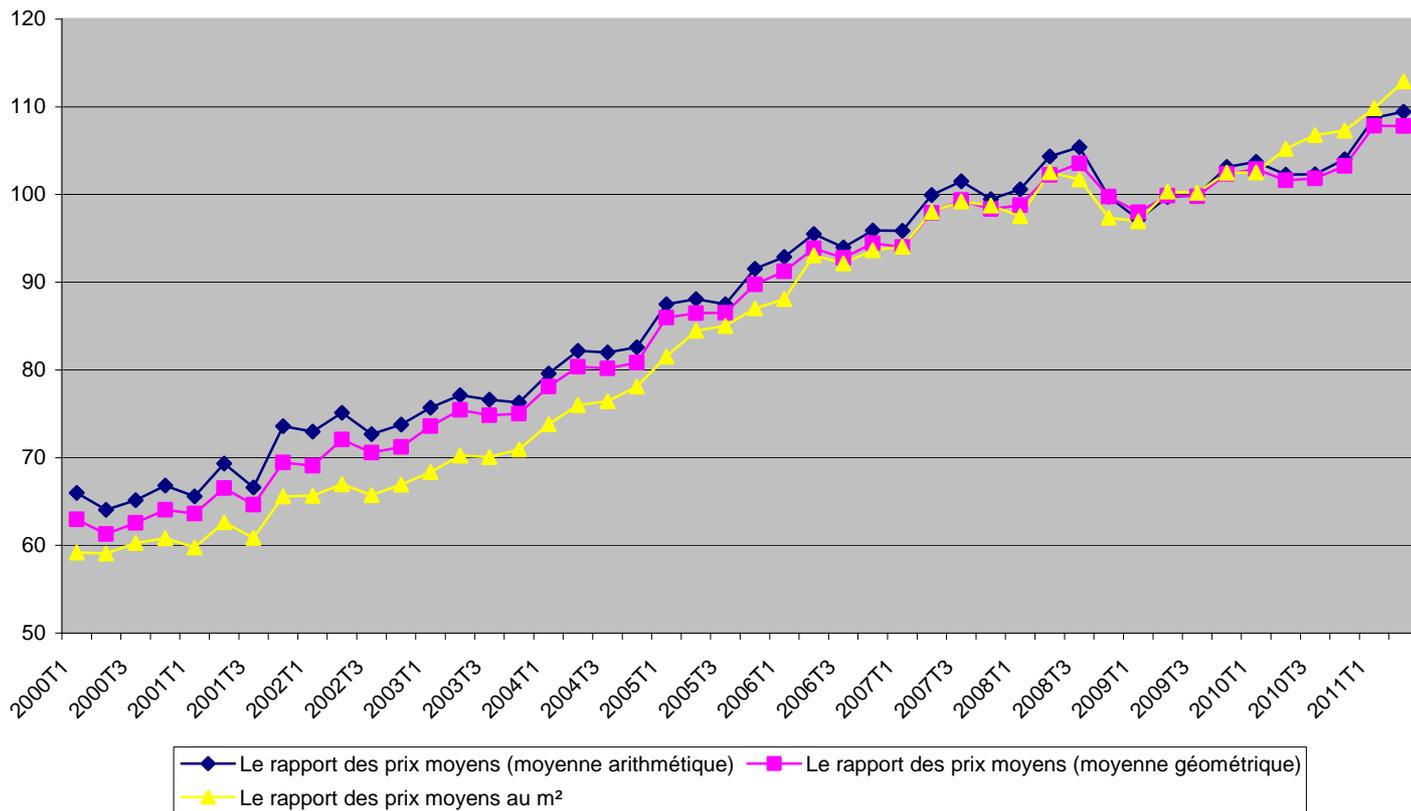
2.3.4. Comparaison des différents indices des prix des logements neufs obtenus en suivant une approche naïve

Pour comparer ces 3 indices, il faut préalablement les chaîner. Si on choisit comme base 100 le trimestre t₀, alors l'indice chaîné pour un trimestre T donné, noté I_{T/t₀}, est donné par la relation

suivante :

$$I_{T/t_0} = \prod_{t=t_0}^{T-1} I_{t+1/t} \times 100$$

On choisit comme base 100 la moyenne annuelle en 2009. On obtient ainsi les 3 indices chaînés suivants :



Graphique 1 : comparaison de l'évolution des trois indices naïfs du 1^{er} trimestre 2000 au 2^{ème} trimestre 2011 (base 100, moyenne annuelle 2009)

Ces trois indices sont relativement proches et présentent tous le même défaut : ils ne prennent pas en compte **l'effet qualité**. En effet, de tels indices ne sont des indices de prix pur uniquement si les logements considérés entre deux trimestres consécutifs ont les mêmes caractéristiques (physiques et géographiques), i.e. ont la même qualité. Or, le marché du neuf est en constante évolution : un logement neuf vendu au trimestre t n'apparaîtra plus sur le marché du neuf au trimestre t+1. Ainsi, il est difficile de trouver entre deux trimestres consécutifs des logements neufs vendus ayant les mêmes caractéristiques.

Il nous faut ainsi essayer de contrôler cet effet qualité. C'est la raison pour laquelle nous allons essayer de modéliser le prix d'un logement neuf en fonction de ses caractéristiques physiques (surface habitable, type de construction, nombre de pièces,...) et géographiques. On va ainsi construire **un modèle hédonique**.

2.4. La nécessité d'un découpage géographique

Le prix au m² pour un logement neuf est beaucoup plus élevé à Paris qu'en milieu rural. Ainsi, on ne peut pas comparer directement le prix d'un logement neuf construit à Paris avec celui d'un logement neuf ayant les mêmes caractéristiques physiques construit en milieu rural. Ainsi, on va tout d'abord devoir essayer de prendre en compte les effets de localisation géographique dans notre modèle en construisant des zones géographiques homogènes en termes de prix au m² pour les logements neufs.

2.4.1. Étude des prix moyens au m² pour un découpage géographique donné

Pour une zone géographique z donnée, on va définir un prix moyen au m² à partir des données de l'enquête ECLN de la manière suivante :

$$\text{prix_m2}_{z,t_0-t_1} = \frac{\text{prix_moy}_{z,t_0-t_1}}{\text{shab_moy}_{z,t_0-t_1}} = \frac{\frac{1}{\sum_{t=t_0}^{t_1} n_t(z)} \times \sum_{t=t_0}^{t_1} \sum_{i=1}^{\text{nb_obs}(t)} n_{i,t} \bar{p}_{i,t} I_z(i)}{\frac{1}{\sum_{t=t_0}^{t_1} n_t(z)} \times \sum_{t=t_0}^{t_1} \sum_{i=1}^{\text{nb_obs}(t)} n_{i,t} \text{shab_moy}_{i,t} I_z(i)}$$

où :

- $\text{prix_m2}_{z,t_0-t_1}$ est le prix moyen au m² des logements vendus dans la zone géographique z entre les trimestres t₀ et t₁ (en euros)
- $\text{prix_moy}_{z,t_0-t_1}$ est le prix moyen des logements vendus dans la zone géographique z entre les trimestres t₀ et t₁ (en euros)
- $\text{shab_moy}_{z,t_0-t_1}$ est la surface habitable moyenne des logements vendus dans la zone géographique z entre les trimestres t₀ et t₁ (en m²)
- pour observation i de l'enquête ECLN,
 $I_z(i) = 1$ si l'observation i correspond à des logements vendus dans la zone géographique z
 $I_z(i) = 0$ sinon
- $n_t(z) = \sum_{i=1}^{\text{nb_obs}(t)} n_{i,t} I_z(i)$ est le nombre de logements réservés au cours du trimestre t situés dans la zone géographique z

On peut alors définir un écart-type pour le prix moyen au m² pour une zone géographique donnée de la manière suivante :

$$\text{ecart_type}(\text{prix_m2}_{z,t_0-t_1}) = \sqrt{\frac{1}{\sum_{t=t_0}^{t_1} n_t(z)} \times \sum_{t=t_0}^{t_1} \sum_{i=1}^{\text{nb_obs}(t)} n_{i,t} \left(\frac{\bar{p}_{i,t}}{\text{shab_moy}_{i,t}} - \text{prix_m2}_{z,t_0-t_1} \right)^2 I_z(i)}$$

Cet écart-type nous donne une mesure de la volatilité du prix au m² des logements neufs vendus dans la zone géographique considérée entre deux trimestres donnés. Si on étudie la volatilité des prix au m² pour les logements neufs à l'intérieur de chaque région,

2.4.2. Étude des prix moyens au m² par région

Une première idée est de choisir le découpage administratif de la France métropolitaine, hors Corse, en régions. Si on étudie la volatilité des prix au m² pour les logements neufs à l'intérieur de chaque région, on obtient les résultats suivants :

Région	nombre moyen de logements réservés par trimestre	prix de vente moyen (en €)	surface habitable moyenne des logements vendus (en m ²)	prix de vente moyen au m ² (en €)	écart-type du prix de vente moyen au m ² (en €)

ILE-DE-FRANCE	5 125	204 824,95	69,35	2 953,67	1 230,65
PROVENCE-ALPES- COTE D'AZUR	2 753	179 855,12	63,95	2 812,32	1 113,67
PICARDIE	176	140 968,88	61,33	2 298,71	832,75
RHONE-ALPES	3 598	157 074,71	68,71	2 286,08	922,85
AQUITAINE	1 587	129 619,42	59,81	2 167,05	639,82
LANGUEDOC- ROUSSILLON	1 530	132 510,41	61,37	2 159,25	679,41
PAYS DE LA LOIRE	1 279	132 559,80	63,72	2 080,38	632,21
MIDI-PYRENEES	1 792	125 574,24	60,77	2 066,29	578,13
HAUTE-NORMANDIE	364	129 140,44	63,48	2 034,26	626,29
BRETAGNE	1 334	124 774,04	62,49	1 996,79	485,27
POITOU-CHARENTES	525	120 786,80	60,53	1 995,64	560,35
AUVERGNE	247	128 359,73	64,97	1 975,62	539,18
BASSE-NORMANDIE	375	127 882,13	65,10	1 964,35	460,78
ALSACE	952	140 392,31	71,79	1 955,67	373,59
NORD-PAS-DE-CALAIS	716	135 270,33	70,67	1 914,19	502,43
LIMOUSIN	207	115 749,15	61,20	1 891,24	477,70
CENTRE	622	128 353,42	68,11	1 884,46	455,24
CHAMPAGNE- ARDENNE	115	134 057,52	73,50	1 823,96	478,82
BOURGOGNE	277	127 455,70	70,10	1 818,08	378,44
FRANCHE-COMTE	239	127 628,63	70,47	1 811,23	460,30
LORRAINE	441	128 361,36	71,70	1 790,21	473,81

Tableau 4 : étude de la volatilité du prix moyen au m² des logements vendus par région entre le 1^{er} trimestre 2000 et le 1^{er} trimestre 2006 (ancienne version de l'enquête)

Région	nombre moyen de logements réservés par trimestre	prix de vente moyen (en €)	surface habitable moyenne des logements vendus (en m ²)	prix de vente moyen au m ² (en €)	écart-type du prix de vente moyen au m ² (en €)
ILE-DE-FRANCE	4 771	259 475,66	62,96	4 121,47	1 508,01
PROVENCE-ALPES-COTE D'AZUR	3 483	229 027,48	58,97	3 883,72	1 318,92
RHONE-ALPES	4 328	205 921,11	61,89	3 327,39	1 156,64
LANGUEDOC-ROUSSILLON	1 976	176 188,20	57,05	3 088,57	736,02
AQUITAINE	1 584	177 189,68	59,15	2 995,54	806,46
MIDI-PYRENEES	1 578	172 329,44	59,25	2 908,60	635,16
BASSE-NORMANDIE	433	175 540,65	60,40	2 906,42	1 009,32
PAYS DE LA LOIRE	1 510	167 665,61	58,87	2 848,26	774,31
PICARDIE	353	177 278,72	63,62	2 786,46	555,07
HAUTE-NORMANDIE	428	172 079,22	62,43	2 756,51	571,56
POITOU-CHARENTES	388	164 023,56	60,90	2 693,28	883,53
NORD-PAS-DE-CALAIS	887	181 264,99	67,39	2 689,86	771,53
BRETAGNE	1 650	156 935,64	58,60	2 678,22	810,74
ALSACE	921	180 219,96	68,40	2 634,79	440,09
CHAMPAGNE-ARDENNE	196	163 149,65	62,09	2 627,48	622,94
CENTRE	731	163 677,06	63,39	2 581,94	643,82
BOURGOGNE	304	158 327,25	63,27	2 502,57	518,48
AUVERGNE	306	149 417,61	60,33	2 476,70	530,86
FRANCHE-COMTE	288	158 934,71	65,58	2 423,63	481,82
LIMOUSIN	155	144 795,02	59,86	2 418,92	509,32
LORRAINE	564	156 978,58	68,32	2 297,78	425,31

Tableau 5 : étude de la volatilité du prix moyen au m² des logements vendus par région entre le 1^{er} trimestre 2006 et le 2^{ème} trimestre 2011 (nouvelle version de l'enquête)

Au vu des écarts-types obtenus, on peut espérer construire des zones géographiques dans lesquelles les prix au m² des logements vendus soit plus homogènes en utilisant par exemple des caractéristiques des villes où ils sont construits qui pourraient avoir une influence sur le prix de vente.

2.4.3. Première tentative de construction de découpage géographique

On va considérer les deux caractéristiques géographiques suivantes des communes dans lesquelles sont situés les logements vendus :

- la **ZEAT** (Zone d'Étude et d'Aménagement du Territoire)
- la **taille de l'unité urbaine**

Le découpage de la France métropolitaine en ZEAT date de 1967. Il a été établi par l'Insee en collaboration avec la DATAR (Délégation à l'Aménagement du Territoire et à l'Action Régionale) lors du grand courant de la planification territoriale. Il découpe le territoire en huit grandes zones d'études et d'aménagement définis de la manière suivante :

ZEAT	REGIONS
Région parisienne	Ile de France
Bassin parisien	Bourgogne, Centre, Champagne-Ardenne, Basse et Haute Normandie, Picardie
Nord	Nord Pas-de-Calais
Est	Alsace, Franche-Comté, Lorraine
Ouest	Bretagne, Pays de la Loire, Poitou-Charentes
Sud-ouest	Aquitaine, Limousin, Midi-Pyrénées
Centre-est	Auvergne, Rhône-Alpes
Méditerranée	Languedoc-Roussillon, Provence-Alpes-Côte d'Azur, Corse

Tableau 6 : Composition des huit ZEAT

Au niveau européen, le découpage en ZEAT correspond au niveau 1 de la nomenclature des unités territoriales statistiques (NUTS1).

La notion d'unité urbaine repose sur la continuité du bâti et le nombre d'habitants. On appelle unité urbaine une commune ou un ensemble de communes présentant une zone de bâti continu (pas de coupure de plus de 200 mètres entre deux constructions) qui compte au moins 2 000 habitants. Les communes qui ne rentrent pas dans la constitution d'une unité urbaine sont considérées comme rurales.

La taille d'une unité urbaine correspond au troisième caractère de son code d'identification qui en comprend cinq. Ce code précise la taille de l'unité urbaine à laquelle appartient la commune au dernier recensement de la population. Il est calculé à partir de la population municipale de l'ensemble de l'unité urbaine. Dans le cas d'unités urbaines internationales, seules sont prises en compte les communes situées en France. Il y a 9 tailles d'unité urbaine différentes :

Taille d'unité urbaine	Commune
0	Commune rurale
1	Commune appartenant à une unité urbaine de 2 000 à 4 999 habitants
2	Commune appartenant à une unité urbaine de 5 000 à 9 999 habitants
3	Commune appartenant à une unité urbaine de 10 000 à 19 999 habitants
4	Commune appartenant à une unité urbaine de 20 000 à 49 999 habitants
5	Commune appartenant à une unité urbaine de 50 000 à 99 999 habitants
6	Commune appartenant à une unité urbaine de 100 000 à 199 999 habitants
7	Commune appartenant à une unité urbaine de 200 000 à 1 999 999 habitants
8	Commune appartenant à l'unité urbaine de Paris

Tableau 7 : les différentes tailles d'unité urbaine

Les unités urbaines sont redéfinies périodiquement. C'est pourquoi, pour la nouvelle enquête (données allant du 1^{er} trimestre 2006 au 2^{ème} trimestre 2011), nous allons utiliser le zonage daté de 2010 qui a été établi en référence à la population connue au recensement de 2007 et sur la géographie du territoire au 1^{er} janvier 2010. Pour l'ancienne enquête, nous utiliserons les tailles d'unité urbaine définies à partir du recensement de 1999.

Il apparaît pertinent d'utiliser ces deux variables pour définir des zones géographiques homogènes en terme de prix au m² des logements vendus, dans la mesure où d'après les tableaux 4 et 5, les prix de vente moyens au m² sont plus élevés dans les régions fortement peuplées (Ile de France) que dans les régions où la densité de population est moins importante (Limousin).

On va ainsi croiser les variables ZEAT (Zone d'Étude et d'Aménagement du Territoire) et taille d'unité urbaine. On obtient ainsi un découpage de la France métropolitaine en 63 classes (et non pas 72, certains croisements n'existant pas). Nous pouvons alors étudier de la volatilité du prix moyen au m² des logements vendus par zone géographique ainsi définie de la même manière que pour les régions (cf. **annexe 1** et **annexe 2**).

On constate que pour certains croisements, on obtient un écart-type plus faible que pour ceux obtenus avec un découpage en régions. Cependant, certains croisements présentent un écart-type conséquent. On est ainsi obligé de construire les zones géographiques homogènes en termes de prix de vente moyen au m².

2.4.4. Découpage de la France métropolitaine hors Corse en zones de prix au m² homogènes en utilisant la méthode de Ward

Comme on ne peut pas obtenir directement des zones géographiques homogènes en termes de prix de vente moyen au m², on va les constituer en effectuant une classification ascendante hiérarchique (CAH) sur les couples (ZEAT ; taille d'unité urbaine) en utilisant la méthode de Ward.

Dans le cadre de notre étude, notre nuage de points est constitué des 63 couples (ZEAT ; taille d'unité urbaine). A chacun de ces éléments j est associé :

- **une masse** m_{j,t_0-t_1} qui est la part des logements réservés dans la zone géographique définie par le couple j dans l'ensemble des logements réservés au cours de la période considérée, i.e. :

$$m_{j,t_0-t_1} = \frac{\sum_{t=t_0}^{t_1} n_t(j)}{\sum_{k=1}^{63} \sum_{t=t_0}^{t_1} n_t(k)}$$

- **le prix moyen en euros** $\text{prix_moy}_{j,t_0-t_1}$ des logements réservés dans la zone géographique définie par le couple j au cours de la période considérée, i.e. :

$$\text{prix_moy}_{j,t_0-t_1} = \frac{1}{\sum_{t=t_0}^{t_1} n_t(j)} \times \sum_{t=t_0}^{t_1} \sum_{i=1}^{\text{nb_obs}(t)} n_{i,t} \bar{p}_{i,t} I_j(i)$$

- **la surface habitable moyenne en m²** des logements réservés dans la zone géographique définie par le couple j au cours de la période considérée, i.e. :

$$\text{shab_moy}_{j,t_0-t_1} = \frac{1}{\sum_{t=t_0}^{t_1} n_t(j)} \times \sum_{t=t_0}^{t_1} \sum_{i=1}^{\text{nb_obs}(t)} n_{i,t} \text{shab_moy}_{i,t} I_j(i)$$

Dans la suite, pour ne pas alourdir les notations inutilement, nous noterons simplement la masse d'un point j m_j , son prix moyen prix_moy_j et sa surface habitable moyenne shab_moy_j . Ainsi, le nuage de points considéré est constitué de 63 points j dans \mathbf{R}^2 , chaque point ayant pour coordonnée $(\text{prix_moy}_j ; \text{shab_moy}_j)$ et pour masse m_j .

Au départ, chaque classe étant réduite à un élément l'inertie intra-classes est nulle et l'inertie totale du nuage de points est exactement égale à l'inertie inter-classes. A la fin de la classification, tous les éléments du nuage sont réunis en une seule classe et par conséquent, l'inertie inter-classes est nulle et l'inertie totale est égale à l'inertie intra-classes. La méthode de Ward repose sur le principe suivant : on regroupe les deux classes qui entraînent la plus faible hausse d'inertie intra-classe. On obtient ainsi des classes homogènes en terme de prix moyen au m² et de surface habitable moyenne.

Pour obtenir, une partition de notre nuage de points, il suffit de couper l'arbre de classification ainsi obtenu par une droite. On décide de retenir 15 classes. Si on étudie la volatilité des prix au m² pour les logements neufs à l'intérieur de chaque classe obtenue par la CAH, on obtient les résultats suivants :

classes géographiques issues de la CAH	nombre moyen de logements réservés par trimestre	prix de vente moyen (en €)	surface habitable moyenne des logements vendus (en m ²)	prix de vente moyen au m ² (en €)	écart-type du prix de vente moyen au m ² (en €)
10	406	197 704,81	77,88	2 538,70	1 383,88
15	4 598	207 907,14	68,69	3 026,95	1 260,61
5	749	161 591,77	60,36	2 677,30	1 194,30
13	2 638	175 652,47	63,67	2 758,93	1 107,86
12	462	154 866,10	60,92	2 542,06	872,34
11	829	170 108,60	70,95	2 397,45	746,82
7	2 039	136 806,20	65,88	2 076,55	626,52
8	1 895	150 091,82	70,41	2 131,65	609,74
4	2 910	132 654,96	64,37	2 060,89	600,10
3	1 541	142 541,78	71,58	1 991,44	599,56
2	2 177	128 872,83	65,50	1 967,54	560,32
1	2 334	124 144,82	61,30	2 025,36	553,61
9	798	119 463,21	60,35	1 979,65	524,71
14	274	105 825,21	55,88	1 893,66	497,56
6	589	114 573,72	58,96	1 943,19	473,23

Tableau 8 : étude de la volatilité du prix moyen au m² des logements vendus par classe géographique issue de la CAH entre le 1^{er} trimestre 2000 et le 1^{er} trimestre 2006 (ancienne version de l'enquête)

classes géographiques issues de la CAH	nombre moyen de logements réservés par trimestre	prix de vente moyen (en €)	surface habitable moyenne des logements vendus (en m ²)	prix de vente moyen au m ² (en €)	écart-type du prix de vente moyen au m ² (en €)
13	428	246 512,55	62,50	3 944,36	1 909,07
11	4 223	263 457,59	61,90	4 256,30	1 549,63
8	4 008	216 551,39	57,92	3 738,97	1 280,78
2	1 234	201 107,48	62,73	3 206,09	1 072,43
9	1 370	228 681,56	66,61	3 433,21	1 061,34
10	929	180 924,61	64,72	2 795,53	891,21
12	4 226	188 810,04	59,29	3 184,66	760,70
7	2 631	168 594,27	59,36	2 840,08	738,86
1	426	163 538,28	66,33	2 465,36	737,48
4	1 505	148 866,94	58,61	2 540,02	718,71
5	1 503	171 436,15	64,88	2 642,24	687,00
3	1 885	155 440,09	61,28	2 536,53	682,02
6	2 096	175 627,01	63,53	2 764,40	669,65
14	185	272 622,49	82,35	3 310,53	549,53
15	182	133 397,95	54,15	2 463,42	469,21

Tableau 9 : étude de la volatilité du prix moyen au m² des logements vendus par classe géographique issue de la CAH entre le 1^{er} trimestre 2006 et le 2^{ème} trimestre 2011 (nouvelle version de l'enquête)

Dans la suite de cette étude, on va retenir ce découpage de la France métropolitaine, hors Corse en 15 classes géographiques même si l'écart-type du prix de vente moyen au m² est parfois conséquent à l'intérieur de certaines classes. On va ainsi introduire 14 variables indicatrices dans notre modèle hédonique.

2.4.5. Autres caractéristiques géographiques pertinentes

Afin d'améliorer ce découpage géographique, on va également introduire dans notre modèle des variables indicatrices permettant de mieux caractériser la commune dans laquelle est situé le logement réservé.

On va tout d'abord retenir le statut des communes définis à par du découpage du territoire en unités urbaines. En effet, une commune peut avoir quatre statuts différents. Lorsqu'une commune constitue à elle seule une unité urbaine, on dit que c'est une ville isolée. Dans le cas où une unité urbaine est constituée de plusieurs communes, on la désigne sous le terme d'agglomération multi communale et les communes qui la composent sont soit ville-centre, soit banlieue. Si une commune représente plus de 50 % de la population de l'agglomération multi communale, elle est seule ville-centre. Sinon, toutes les communes qui ont une population supérieure à 50 % de celle de la commune la plus peuplée, ainsi que cette dernière, sont villes-centres. Les communes d'une agglomération multi communale qui ne sont pas villes-centres constituent la banlieue.

Ensuite, on va repérer les communes littorales et les communes situées dans l'arrière-pays littoral. C'est la loi « Littoral » n°86-2 du 3 janvier 1986 qui établit ce classement. Une commune littorale (ou maritime) est une commune située directement en bord de mer, d'océans ou d'étangs salés. L'arrière-pays littoral est, quant à lui, défini comme l'ensemble des communes non littorales des cantons littoraux, un canton littoral étant un canton ayant au moins une commune littorale. On dénombre 885 communes littorales et l'arrière-pays littoral est constitué de 1178 communes.

Enfin, on va également repérer les stations de sport d'hiver et d'alpinisme à partir de la liste des stations classées établie au mois de février 2009 avant l'entrée en vigueur de la réforme du classement des communes touristiques et des stations classées de tourisme introduite par la loi du 14 avril 2006. On dénombre ainsi 62 communes correspondant à des stations de sport d'hiver et d'alpinisme.

2.5. Le modèle hédonique

2.5.1. Le modèle général

On choisit un modèle log-linéaire (cas particulier de la transformée de Box-Cox) pour modéliser le prix d'un logement en fonction de ses caractéristiques physiques et géographiques. Ainsi, le modèle général va s'écrire sous la forme suivante :

$$\forall t = 1, \dots, T \text{ et } \forall i = 1, \dots, \text{nb_obs}(t),$$

$$\ln(\bar{p}_{i,t}) = \alpha + \beta_{\text{shab}} \ln(\text{shab_moy}_{i,t}) + \sum_{k=1}^K \beta_k I_{i,t,k} + \varepsilon_{i,t}$$

où :

- T est le nombre de trimestres considérés
- $(I_{i,t,1}, \dots, I_{i,t,k}, \dots, I_{i,t,K})$ est un vecteur de K indicatrices correspondant aux caractéristiques physiques et géographiques des logements réservés correspondant à l'observation i issue de l'enquête ECLN au trimestre t
- $\alpha, \beta_{\text{shab}}, \beta_1, \dots, \beta_k, \dots, \beta_K$ sont les paramètres (réels) du modèle à estimer
- $\varepsilon_{i,t}$ est le terme d'erreur associé à l'observation i issue de l'enquête ECLN au trimestre t. On suppose que les termes d'erreur $\varepsilon_{i,t}$ sont tels que :

$$\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2)$$

Les K variables indicatrices correspondent aux caractéristiques suivantes :

- les caractéristiques géographiques :
 - o le découpage du territoire métropolitain hors Corse en 15 classes géographiques (14 indicatrices)
 - o le statut de la commune (3 indicatrices)
 - o les communes maritimes (1 indicatrice)
 - o l'arrière-pays littoral (1 indicatrice)
 - o les stations de sport d'hiver et d'alpinisme (1 indicatrice)
- les caractéristiques physiques:
 - o le type de construction (collectif/individuel groupé) et le nombre de pièces (3 indicatrices) :
 - appartement d'une pièce
 - appartement de 2 à 4 pièces
 - appartement de plus de 5 pièces

Pour les données ECLN issues de la nouvelle enquête (du 1^{er} trimestre 2006 au 2^{ème} trimestre 2011), on introduit des indicatrices supplémentaires correspondant aux caractéristiques physiques suivantes :

- o la catégorie du programme de construction (4 indicatrices)
- o la certification QUALITEL du programme de construction (1 indicatrice)
- o la présence d'un dispositif de sécurité (1 indicatrice)
- o la présence d'une piscine dans la résidence (1 indicatrice)
- o la proximité d'un transport collectif par voie ferrée (1 indicatrice)
- o la présence d'un système de climatisation dans le programme de construction (1 indicatrice)
- o la présence d'un balcon ou d'une terrasse pour les appartements (1 indicatrice)

Pour construire un indice de prix des logements neufs à partir de ce modèle général, différentes méthodes sont envisageables. On en a considéré trois. Chacune de ces méthodes est associé à un modèle différent :

- le modèle à indicatrices temporelles
- le modèle à « période de référence »
- le modèle sur périodes adjacentes

2.5.2. Première méthode : le modèle à indicatrices temporelles

2.5.2.1. Le modèle

Dans un modèle à indicatrices temporelles, les indicatrices temporelles des trimestres où sont réservés les logements sont ajoutées comme variables explicatives dans le modèle de régression général. Dans ce modèle, la date de réservation du logement devient une variable explicative du prix du logement.

Le modèle à indicatrices temporelles s'écrit ainsi de la manière suivante :

$\forall t = 1, \dots, T$ et $\forall i = 1, \dots, nb_obs(t)$,

$$\ln(\bar{p}_{i,t}) = \alpha + \beta_{shab} \ln(shab_moy_{i,t}) + \sum_{k=1}^K \beta_k I_{i,t,k} + \sum_{j=2}^T \delta_j D_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}$$

où $\forall j = 1, \dots, T$,

- D_j est l'indicatrice temporelle du trimestre j définie de la manière suivante :

$$\forall t = 1, \dots, T \text{ et } \forall i = 1, \dots, nb_obs(t), D_{i,t,j} = \begin{cases} 1 & \text{si } t = j \\ 0 & \text{sin on} \end{cases}$$

- δ_j est le paramètre (réel) associé à l'indicatrice temporelle du trimestre j

2.5.2.2. L'indice de prix à qualité constante

Pour calculer un indice de prix à qualité constante entre deux trimestres t_1 et t_2 noté I_{t_2/t_1}^* , on repart de la formule (1) défini au paragraphe 2.3.2. en remplaçant les prix moyens réellement observés par leur estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO) obtenu à partir du modèle à indicatrices temporelles, i.e. $\forall t = 1, \dots, T$ et $\forall i = 1, \dots, nb_obs(t)$, $\bar{p}_{i,t}$ est remplacé par son estimateur $\hat{p}_{i,t}$ qui est donné par la relation suivante :

$$\hat{p}_{i,t} = \exp \left(\hat{\alpha} + \hat{\beta}_{shab} \ln(shab_moy_{i,t}) + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k I_{i,t,k} + \hat{\delta}_t \right)$$

où $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}_{shab}$, $\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_K$, $\hat{\delta}_t$ sont les estimateurs des MCO des paramètres α , β_{shab} , β_1, \dots, β_K , δ_t

Ainsi, l'indice des prix des logements neufs entre deux trimestres t_1 et t_2 , noté I_{t_2/t_1} , se réécrit sous la forme suivante :

$$I_{t_2/t_1} = \frac{\left(\prod_{i=1}^{nb_obs(t_2)} \hat{p}_{i,t_2}^{n_{i,t_2}} \right)^{\frac{1}{n_{t_2}}}}{\left(\prod_{i=1}^{nb_obs(t_1)} \hat{p}_{i,t_1}^{n_{i,t_1}} \right)^{\frac{1}{n_{t_1}}}}$$

En remplaçant les estimateurs \hat{p}_{i,t_1} et \hat{p}_{i,t_2} par leurs expressions respectives, il vient l'égalité suivante :

$$I_{t_2/t_1} = I_{t_2/t_1}^* \times I_{t_2/t_1}^Q$$

où :

$$I_{t_2/t_1}^* = \exp(\hat{\delta}_{t_2} - \hat{\delta}_{t_1})$$

et

$$I_{t_2/t_1}^Q = \exp \left[\hat{\beta}_{shab} \left(\sum_{i=1}^{nb_obs(t_2)} \frac{n_{i,t_2}}{n_{t_2}} \ln(shab_moy_{i,t_2}) - \sum_{i=1}^{nb_obs(t_1)} \frac{n_{i,t_1}}{n_{t_1}} \ln(shab_moy_{i,t_1}) \right) + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k (\bar{I}_{t_2,k} - \bar{I}_{t_1,k}) \right]$$

avec $\forall k = 1, \dots, K$:

$$\bar{I}_{t_1,k} = \sum_{i=1}^{nb_obs(t_1)} \frac{n_{i,t_1}}{n_{t_1}} I_{i,t_1,k}$$

$$\text{et } \bar{I}_{t_2,k} = \sum_{i=1}^{nb_obs(t_2)} \frac{n_{i,t_2}}{n_{t_2}} I_{i,t_2,k}$$

On a ainsi écrit l'indice de prix moyens, I_{t_2/t_1} , sous la forme d'un produit d'un indice de prix à qualité constante, I_{t_2/t_1}^* , et un indice de qualité à prix constants, I_{t_2/t_1}^Q .

L'indice des prix des logements neufs à qualité constante mesurant l'évolution des prix des logements neufs entre le trimestre 1 et un trimestre t, noté $I_{t/1}^*$ est ainsi donné par la relation suivante :

$$I_{t/1}^* = \exp(\hat{\delta}_t - \hat{\delta}_1)$$

or d'après l'écriture du modèle à indicatrices temporelles, le trimestre 1 est considéré comme étant le trimestre de référence ($\hat{\delta}_1 = 0$).

Ainsi, il vient que :

$$I_{t/1}^* = \exp(\hat{\delta}_t)$$

2.5.3. Deuxième méthode : le modèle à « période de référence »

2.5.3.1. Le modèle

Dans un modèle « à période de référence », on estime les paramètres du modèle à indicatrices temporelles en considérant **uniquement** les observations d'un certain nombre de trimestres. La période couverte par ces observations est la période de référence notée ref. On note T_{ref} le nombre de trimestres utilisés. On considère ainsi le modèle de régression suivant :

$\forall t = 1, \dots, T_{ref}$ et $\forall i = 1, \dots, nb_obs(t)$,

$$\ln(\bar{p}_{i,t}) = \alpha + \beta_{shab} \ln(shab_moy_{i,t}) + \sum_{k=1}^K \beta_k I_{i,t,k} + \sum_{j=2}^{T_{ref}} \delta_j D_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}$$

On note $\hat{\alpha}_{ref}, \hat{\beta}_{shab,ref}, \hat{\beta}_{1,ref}, \dots, \hat{\beta}_{K,ref}, \hat{\delta}_{2,ref}, \dots, \hat{\delta}_{T_{ref},ref}$ ($\hat{\delta}_{1,ref} = 0$) les estimateurs des MCO des paramètres $\alpha, \beta_{shab}, \beta_1, \dots, \beta_K$ ainsi obtenus.

A partir de ces estimateurs, pour les trimestres t postérieurs à la période de référence ($t > T_{ref}$), on va définir pour chaque observation i **sa valeur implicite**, noté $\bar{p}_{i,t}^*$, de la manière suivante :

$\forall t = T_{ref} + 1, \dots, T$ et $\forall i = 1, \dots, nb_obs(t)$,

$$\bar{p}_{i,t}^* = \frac{\bar{p}_{i,t}}{\bar{p}_{i,t}^{ref}}$$

$$\text{où : } \bar{p}_{i,t}^{ref} = \exp\left(\hat{\alpha}_{ref} + \hat{\beta}_{shab,ref} \ln(shab_moy_{i,t}) + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,ref} I_{i,t,k}\right)$$

On peut définir de la même manière **une valeur implicite** pour les observations correspondant à la période de référence en remplaçant leurs prix observés par leurs estimateurs des MCO obtenus à l'aide du modèle ci-dessus. On a ainsi :

$\forall t = 1, \dots, T_{ref}$ et $\forall i = 1, \dots, nb_obs(t)$,

$$\bar{p}_{i,t}^* = \frac{\hat{p}_{i,t}}{\bar{p}_{i,t}^{\text{ref}}}$$

$$\text{i.e. } \bar{p}_{i,t}^* = \frac{\exp\left(\hat{\alpha}_{\text{ref}} + \hat{\beta}_{\text{shab,ref}} \ln(\text{shab_moy}_{i,t}) + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,\text{ref}} I_{i,t,k} + \hat{\delta}_t\right)}{\exp\left(\hat{\alpha}_{\text{ref}} + \hat{\beta}_{\text{shab,ref}} \ln(\text{shab_moy}_{i,t}) + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,\text{ref}} I_{i,t,k}\right)}$$

Ainsi, il vient que :

$$\forall t = 1, \dots, T_{\text{ref}} \text{ et } \forall i = 1, \dots, \text{nb_obs}(t),$$

$$\bar{p}_{i,t}^* = \exp(\hat{\delta}_{t,\text{ref}})$$

2.5.3.2. L'indice de prix à qualité constante

On en déduit alors un indice de prix à qualité constante entre le 1^{er} trimestre et un trimestre t donné, noté $I_{t/1}^*$, on repart de la formule (1) défini au paragraphe 2.3.2. en remplaçant les prix moyens réellement observés par leurs valeurs implicites:

$$I_{t/1}^* = \frac{\left(\prod_{i=1}^{\text{nb_obs}(t)} \bar{p}_{i,t}^* n_{i,t}\right)^{\frac{1}{n_t}}}{\left(\prod_{i=1}^{\text{nb_obs}(1)} \hat{p}_{i,1}^* n_{i,1}\right)^{\frac{1}{n_1}}}$$

Comme $\forall i = 1, \dots, \text{nb_obs}(1)$, $\bar{p}_{i,t}^* = \exp(\hat{\delta}_{1,\text{ref}})$ et que $\hat{\delta}_{1,\text{ref}} = 0$, il vient que :

$$\forall t = 1, \dots, T,$$

$$I_{t/1}^* = \left(\prod_{i=1}^{\text{nb_obs}(t)} \bar{p}_{i,t}^* n_{i,t}\right)^{\frac{1}{n_t}}$$

2.5.4. Troisième méthode : le modèle sur périodes adjacentes

2.5.4.1. Le modèle

Le modèle sur périodes adjacentes est un modèle à indicatrices temporelles basé uniquement sur les observations de deux trimestres consécutifs t_1 et t_1+1 . Dans cette approche, le modèle de régression s'écrit ainsi sous la forme suivante :

$$\forall t = t_1, t_1 + 1 \text{ et } \forall i = 1, \dots, \text{nb_obs}(t),$$

$$\ln(\bar{p}_{i,t}) = \alpha + \beta_{\text{shab}} \ln(\text{shab_moy}_{i,t}) + \sum_{k=1}^K \beta_k I_{i,t,k} + \delta_{t_1+1} + \varepsilon_{i,t}$$

2.5.4.2. L'indice de prix à qualité constante

Pour calculer un indice de prix à qualité constante entre deux trimestres consécutifs t_1 et t_1+1 noté I_{t_1+1/t_1}^* , on repart de la formule (1) défini au paragraphe 2.3.2. en remplaçant les prix moyens réellement observés par leur estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO) obtenu à partir du modèle de régression ci-dessus, i.e. \bar{p}_{i,t_1+1} est remplacé par son estimateur \hat{p}_{i,t_1+1} et \bar{p}_{i,t_1} est remplacé par son estimateur \hat{p}_{i,t_1} . Ces deux estimateurs sont donnés par les relations suivantes :

$\forall i = 1, \dots, nb_obs(t_1 + 1),$

$$\hat{p}_{i,t_1+1} = \exp\left(\hat{\alpha} + \hat{\beta}_{shab} \ln(shab_moy_{i,t_1+1}) + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k I_{i,t_1+1,k} + \hat{\delta}_{t_1+1}\right)$$

et

$\forall i = 1, \dots, nb_obs(t_1),$

$$\hat{p}_{i,t_1} = \exp\left(\hat{\alpha} + \hat{\beta}_{shab} \ln(shab_moy_{i,t_1}) + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k I_{i,t_1,k}\right)$$

où $\hat{\alpha}, \hat{\beta}_{shab}, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_K, \hat{\delta}_{t_1+1}$ sont les estimateurs des MCO des paramètres $\alpha, \beta_{shab}, \beta_1, \dots, \beta_K, \delta_{t_1+1}$

Ainsi, l'indice des prix des logements neufs entre deux trimestres consécutifs t_1 et t_1+1 , noté I_{t_1+1/t_1} , se réécrit sous la forme suivante :

$$I_{t_1+1/t_1} = \frac{\left(\prod_{i=1}^{nb_obs(t_1+1)} \hat{p}_{i,t_1+1}^{n_{i,t_1+1}}\right)^{\frac{1}{n_{t_1+1}}}}{\left(\prod_{i=1}^{nb_obs(t_1)} \hat{p}_{i,t_1}^{n_{i,t_1}}\right)^{\frac{1}{n_{t_1}}}}$$

En remplaçant les estimateurs \hat{p}_{i,t_1} et \hat{p}_{i,t_1+1} par leurs expressions respectives, il vient l'égalité suivante :

$$I_{t_1+1/t_1} = I_{t_1+1/t_1}^* \times I_{t_1+1/t_1}^Q$$

où :

$$I_{t_1+1/t_1}^* = \exp(\hat{\delta}_{t_1+1})$$

et

$$I_{t_1+1/t_1}^Q = \exp\left[\hat{\beta}_{shab} \left(\sum_{i=1}^{nb_obs(t_1+1)} \frac{n_{i,t_1+1}}{n_{t_1+1}} \ln(shab_moy_{i,t_1+1}) - \sum_{i=1}^{nb_obs(t_1)} \frac{n_{i,t_1}}{n_{t_1}} \ln(shab_moy_{i,t_1})\right) + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k (\bar{I}_{t_1+1,k} - \bar{I}_{t_1,k})\right]$$

avec $\forall k = 1, \dots, K$:

$$\bar{I}_{t_1+1,k} = \sum_{i=1}^{nb_obs(t_1+1)} \frac{n_{i,t_1+1}}{n_{t_1+1}} I_{i,t_1+1,k}$$

$$\text{et } \bar{I}_{t_1,k} = \sum_{i=1}^{\text{nb_obs}(t_1)} \frac{n_{i,t_1}}{n_{t_1}} I_{i,t_1,k}$$

On a ainsi écrit l'indice de prix moyens, I_{t_1+1/t_1} , sous la forme d'un produit d'un indice de prix à qualité constante, I_{t_1+1/t_1}^* , et un indice de qualité à prix constants, I_{t_1+1/t_1}^Q .

L'indice des prix des logements neufs à qualité constante mesurant l'évolution des prix des logements neufs entre le trimestre 1 et un trimestre t_1 donné, noté $I_{t_1/1}^*$ est alors donné par la relation suivante :

$$I_{t_1/1}^* = \prod_{t=1}^{t_1-1} I_{t+1/t}^*$$

$$\text{i.e. } I_{t_1/1}^* = \exp\left(\sum_{t=1}^{t_1-1} \hat{\delta}_{t+1}\right)$$

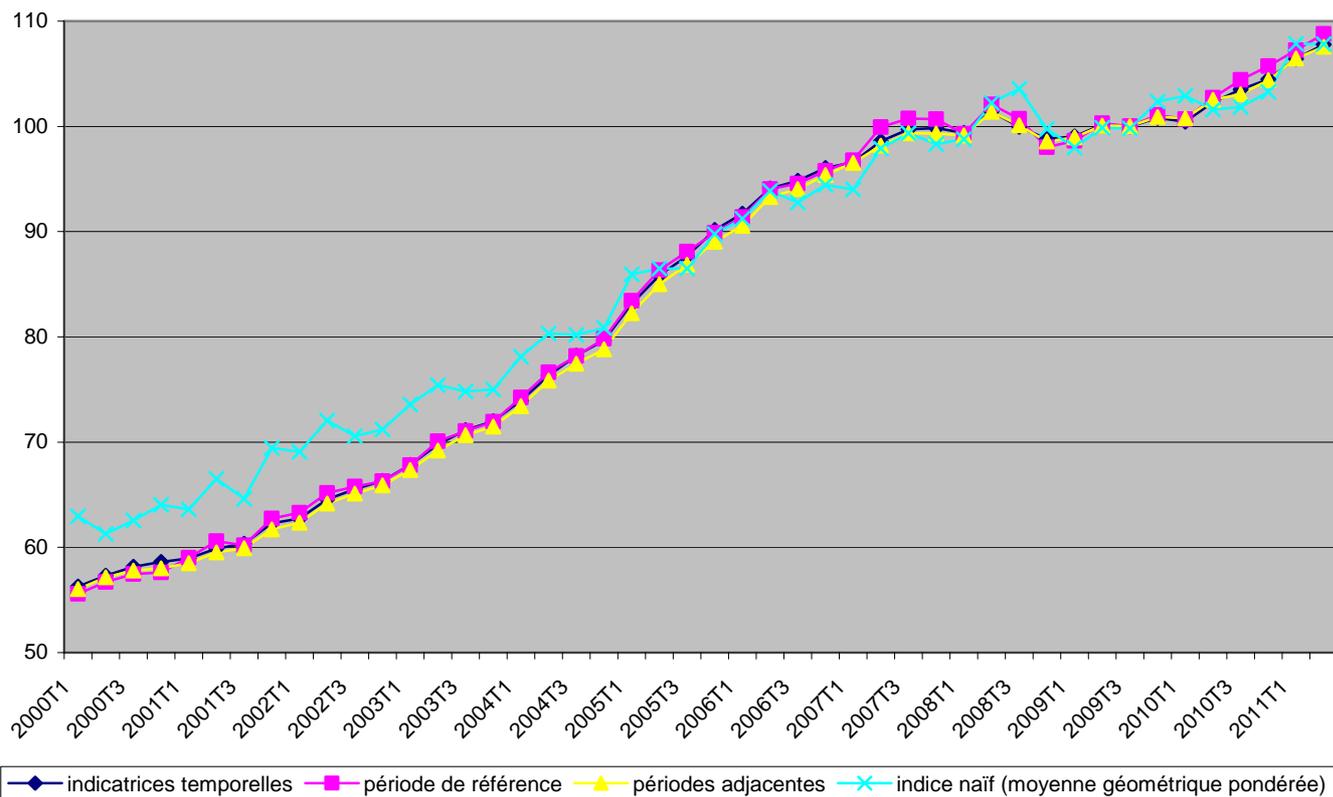
2.5.5. La méthode de calcul retenue

Chacune des méthodes de calcul exposées ci-dessus a ses avantages et ses inconvénients.

Le modèle à indicatrices temporelles a pour principal avantage d'augmenter sensiblement le nombre des observations qui sont utilisées pour estimer les paramètres de la régression. En effet, chaque trimestre t , on réestime les paramètres du modèle en considérant toutes les observations du premier trimestre jusqu'au trimestre t alors que dans le modèle sur périodes adjacentes, on n'utilise que les observations des trimestres t et $t-1$. Cependant, le modèle à indicatrices temporelles présente un inconvénient majeur : en utilisant un tel modèle, on fait l'hypothèse implicite que les paramètres de la régression associés aux caractéristiques physiques des logements ($\beta_{\text{shab}}, \beta_1, \dots, \beta_k, \dots, \beta_K$) sont constants. Or, cette hypothèse n'est en pratique pas vérifiée. Cela traduit le fait que l'influence d'une caractéristique physique du logement sur son prix de vente, toutes choses égales par ailleurs, varie au cours du temps. Le modèle sur périodes adjacentes permet de prendre en compte cette instabilité des paramètres.

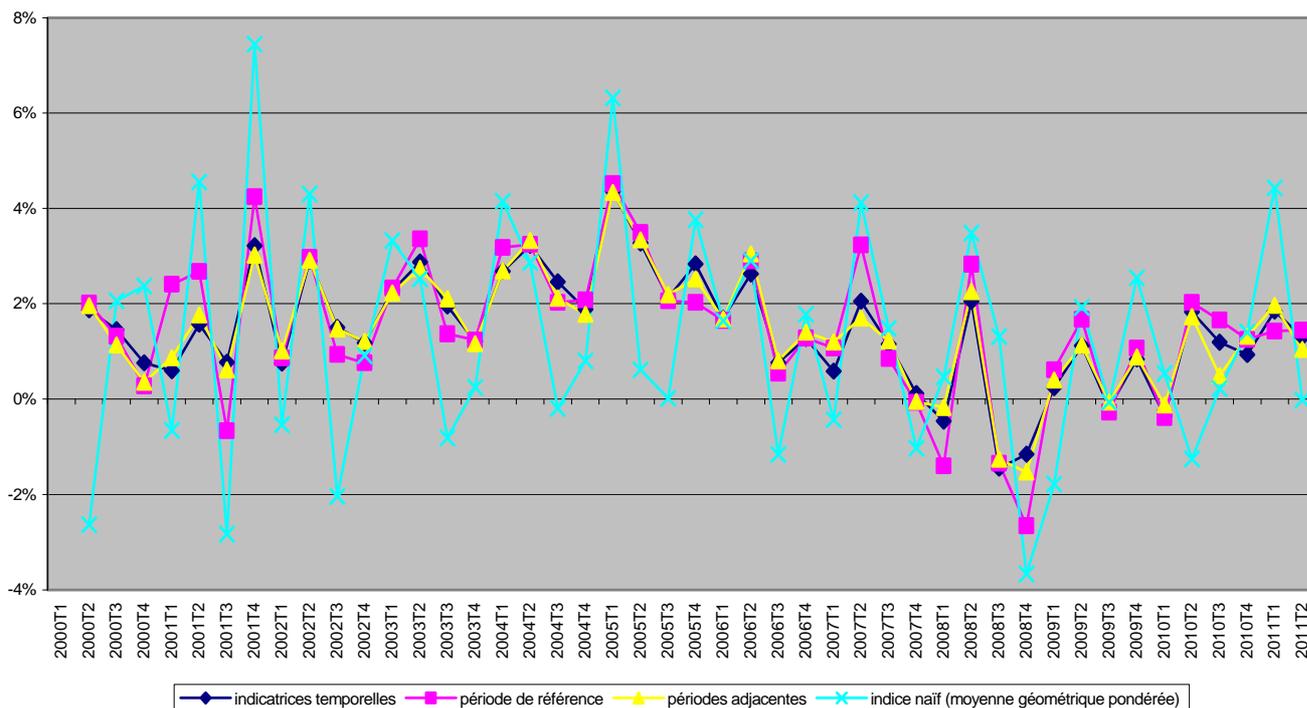
Quant au modèle à « période de référence », la grande difficulté réside dans la détermination de la période de référence et de la durée d'utilisation de ce modèle. De plus, pour utiliser de manière optimale ce modèle, il faudrait se rapprocher de la méthode de calcul de l'indice Notaires-Insee de prix des logements anciens (cf. 4.2.1.2.)

Tout ceci nous a poussé à retenir la troisième méthode, i.e. le modèle sur périodes adjacentes.



Graphique 2 : évolution des indices des prix des logements neufs construits à partir des 3 méthodes de calcul et de l'indice naïf « moyenne géométrique pondérée » entre le 1^{er} trimestre 2000 et le 2^{ème} trimestre 2011

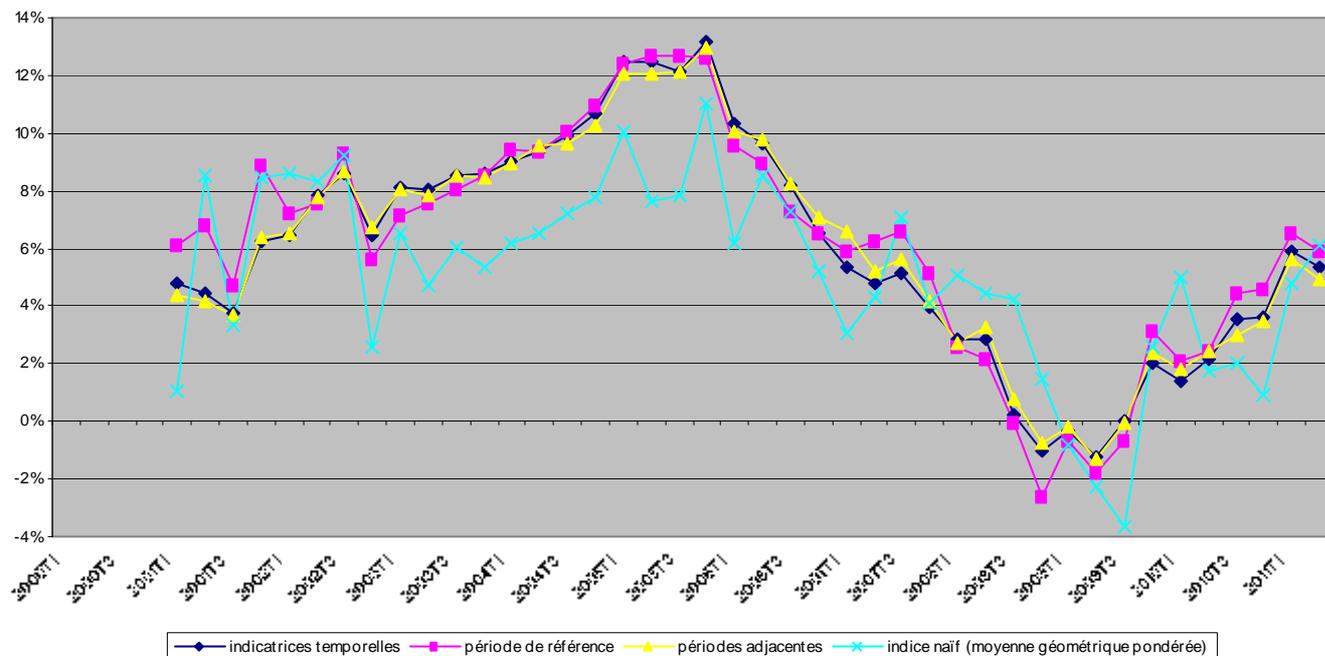
A la lecture de ce graphique, il semblerait que les 3 indices correspondant aux 3 méthodes de calcul exposées ci-dessus évoluent de la même manière entre le 1^{er} trimestre 2000 et le 2^{ème} trimestre 2011. Cependant, si on considère le taux de croissance en glissement trimestriel, il s'avère que ce premier est à nuancer :



Graphique 3 : taux de croissance des indices des prix des logements neufs construits à partir des 3 méthodes de calcul et de l'indice naïf « moyenne géométrique pondérée » entre le 1^{er} trimestre 2000 et le 2^{ème} trimestre 2011

En effet, on constate que le taux de croissance en glissement trimestriel est très souvent plus élevé en valeur absolue pour l'indice construit en utilisant le modèle à « période de référence » que pour les deux autres indices.

Ce constat est encore vrai si on considère les taux de croissance en glissement annuel :



Graphique 4 : taux de croissance des indices des prix des logements neufs construits à partir des 3 méthodes de calcul et de l'indice naïf « moyenne géométrique pondérée » entre le 1^{er} trimestre 2000 et le 2^{ème} trimestre 2011

3. L'indice des propriétaires occupants (indice OOH)

3.1. Champ effectif

Pour des raisons pratiques, l'indice des propriétaires-occupants actuel ne couvre pas l'ensemble du champ théorique de l'indice OOH. Le champ effectif de l'OOH français est le suivant :

code OOH	Libellé OOH	Indice
O.1	DÉPENSES DES PROPRIÉTAIRES-OCCUPANTS	
O.1.1.	ACQUISITIONS DE LOGEMENTS	
O.1.1.1.	Logements neufs	
O.1.1.1.1.	Achats de logements neufs	Indice des Prix des Logements Neufs
O.1.1.1.2.	Logements construits à l'initiative de l'acquéreur et rénovations majeures	ICC individuel pur
O.1.1.2.	Logements anciens n'étant pas détenu par un ménage	
O.1.1.3.	Autres coûts associés à l'acquisition de logements	
O.1.2.	UTILISATION DES LOGEMENTS	
O.1.2.1.	Travaux d'entretien et d'amélioration	IPEA
O.1.2.2.	Assurance habitation	IPC « assurance habitation »
O.1.2.3.	Autres coûts liés à l'utilisation de logements	

Tableau 10 : Champ effectif de l'indice des propriétaires-occupants

En France, les transactions concernant les logements anciens se font dans la majeure partie des cas dans le champ macroéconomique des ménages. Ainsi, en adoptant le concept d'acquisition nette, on ne couvre pas cette sous-section du champ théorique. D'autre part, la sous-section « O.1.1.3. Autres coûts associés à l'acquisition de logements », qui regroupe notamment les frais de notaire ou les frais d'agence, n'est pas encore couverte par l'indice OOH actuel car il n'existe pas d'indice pour suivre ces dépenses. Enfin, la part des dépenses des propriétaires-occupants correspondant à la sous-section « O.1.2.3. Autres coûts liés à l'utilisation de logements » est considéré comme négligeable.

Malgré ces défauts de couverture, le taux de couverture de l'indice OOH actuel s'élève à 92%. Chaque sous-section du champ effectif de l'indice des propriétaires-occupants est couverte par un indice .

3.2. Les indices composant l'indice OOH français

3.2.1. L'Indice du Coût de la Construction (ICC) pour l'individuel pur

3.2.1.1. Présentation

L'indice du coût de la construction (ICC) est un indice trimestriel, base 100 au quatrième trimestre 1953, date de sa création. L'ICC mesure l'évolution du prix de construction des bâtiments neufs à usage principal d'habitation non communautaire en France métropolitaine. Il est calculé par l'INSEE en collaboration avec le ministère de l'Écologie, de l'Énergie, du Développement durable et de la Mer dans la mesure où les données nécessaires au calcul de l'ICC proviennent de l'enquête statistique sur « l'indice du coût de la construction et le prix de revient des logements neufs » (ICC-PRLN) réalisée par le service statistique de ce ministère (le SOeS). L'Insee et le Journal Officiel

publient, au cours de la première quinzaine des mois de juillet et octobre de l'année (n), de janvier et avril de l'année (n+1), les indices des 1^{er}, 2^{ème}, 3^{ème} et 4^{ème} trimestres de l'année (n) respectivement.

Contrairement à ce que peut laisser croire son nom, l'ICC est un indice de prix, fondé sur l'observation des marchés de construction conclus entre les maîtres d'ouvrage et les entreprises assurant les travaux de bâtiment, à l'exclusion des autres composantes qui entrent dans le prix de revient des logements (charge foncière, frais annexes de promotion, frais financiers...). En comptabilité nationale, il est utilisé comme déflateur de la production de logements neufs.

3.2.1.2. *Méthode de calcul*

Le champ couvert par l'ICC est très large. En effet, il comprend les trois grands types de construction à usage d'habitation que sont l'individuel pur (i.e. les maisons individuelles construites par des particuliers), l'individuel groupé (i.e. les lotissements de maisons construits par des promoteurs) et les logements collectifs. Pour rendre compte de l'hétérogénéité des constructions, on définit un modèle hédonique pour chacun de ces trois grands types de construction. Ainsi, chaque type est couvert par un sous-indice hédonique que l'on calculera en utilisant un modèle à indicatrices temporelles. Les coefficients des modèles sont ré-estimés chaque trimestre ; les modèles eux-mêmes sont revus périodiquement. L'ICC hédonique pour l'ensemble de la construction de logements neufs résulte de l'agrégation des trois sous-indices proportionnellement à l'importance de chaque type de construction.

3.2.1.3. *Pourquoi intégrer l'ICC pour l'individuel pur dans l'indice OOH ?*

Le champ de l'ICC pour l'individuel pur étant les maisons individuelles construites par des particuliers, on peut considérer qu'il couvre la sous-section « O.1.1.1.2. Logements construits à l'initiative de l'acquéreur et rénovations majeures » du champ effectif de l'indice OOH. Cependant, contrairement à l'indice OOH, le prix du terrain n'est pas inclus dans l'ICC.

3.2.2. L'Indice des Prix des travaux d'Entretien-Amélioration de logements

3.2.2.1. *Présentation*

L'indice des prix des travaux d'entretien-amélioration des logements (IPEA) est un indice trimestriel qui mesure l'évolution des prix hors taxes pratiqués par les entreprises ou les artisans de la construction, pour leurs travaux d'entretien et d'amélioration des logements à la fin du trimestre de constat. Les évolutions de cet indice reflètent les effets de multiples facteurs tels que les coûts salariaux, le coût des matériaux, la productivité et l'efficacité des entreprises ainsi que les marges pratiquées. Les index BT du bâtiment ne tiennent compte, quant à eux, que de l'évolution des coûts supportés par les entreprises ou les artisans (principalement salaires et matériaux).

L'IPEA est calculé trimestriellement à partir de l'observation des prix réellement pratiqués par un échantillon d'entreprises et d'artisans auprès du client final, pour des travaux effectués dans les logements existants en France métropolitaine et comportant obligatoirement la pose et la fourniture des matériaux. Ces prix sont hors taxes, nets de rabais ou remises et sont relevés le dernier mois du trimestre. Les marchés de sous-traitance sont exclus. Chaque trimestre, environ 3 600 prix sont relevés. Le panel des entreprises interrogées est renouvelé par tiers tous les ans.

3.2.2.2. *Méthode de calcul*

Le domaine de l'entretien-amélioration des logements a été découpé en neuf sous-domaines appelés « familles de travaux » qui couvrent 97 % de l'ensemble de l'activité. Chaque famille correspond à une seule classe de la nomenclature d'activité française (NAF). Elles appartiennent toutes à la division 43 de la NAF : travaux de construction spécialisés. Un indice de prix est calculé pour chacune de ces familles et l'IPEA global est obtenu en agrégeant ces différents indices.

Les neuf indices de familles de travaux et l'IPEA sont des indices de Laspeyres dont la base est révisée tous les cinq ans. Il est actuellement en base 100 au 1^{er} trimestre 2010. La méthode utilisée est fondée sur des « prestations représentatives » définies par chacune des entreprises

interrogées, comme les prestations qu'elle réalise le plus couramment, et qui sont représentatives de l'évolution des prix de l'ensemble de ses travaux. Outre sa description technique, la prestation est caractérisée par la nature des travaux, la taille du chantier, les conditions de réalisation et le type de clientèle.

3.2.2.3. Pourquoi intégrer l'IPEA dans l'indice OOH ?

L'IPEA mesurant l'évolution du prix des prestations de travaux d'entretien et d'amélioration de logements, on peut considérer que son champ correspond à la sous-section « O.1.2.1. Travaux d'entretien et d'amélioration » du champ effectif de l'indice OOH. C'est pourquoi, on intègre l'IPEA dans l'indice OOH.

3.2.3. L'IPC « assurance habitation »

L'indice des prix de l'assurance habitation est publié mensuellement par l'Insee depuis janvier 1998. Il correspond à la classe 12.5.2 (12 : Autres services, 12.5 : Assurances) de la nomenclature internationale COICOP³

3.3. Méthode de calcul

L'indice OOH est un indice de Laspeyres chaîné trimestriel. Il est égal à la moyenne pondérée des quatre indices qui couvrent le champ effectif de l'OOH, i.e. pour un trimestre t d'une année A donnée, on a :

$$I_{OOH,A,t} = w_{IPLN,A} IPLN_{A,t} + w_{ICC_IP,A} ICC_IP_{A,t} + w_{IPEA,A} IPEA_{A,t} + w_{IPC_assur_hab,A} IPC_assur_hab_{A,t}$$

où :

- $I_{OOH,A,t}$ est l'indice OOH du trimestre t de l'année A considérée
- $IPLN_{A,t}$ est l'indice des prix des logements neufs du trimestre t de l'année A considérée
- $IPEA_{A,t}$ est l'IPEA du trimestre t de l'année A considérée
- $IPC_assur_hab_{A,t}$ est l'IPC « assurance habitation » du trimestre t de l'année A considérée
- $w_{IPLN,A}$, $w_{ICC_IP,A}$, $w_{IPEA,A}$ et $w_{IPC_assur_hab,A}$ sont les pondérations pour l'année A des quatre sous-sections définissant le champ effectif de l'indice OOH

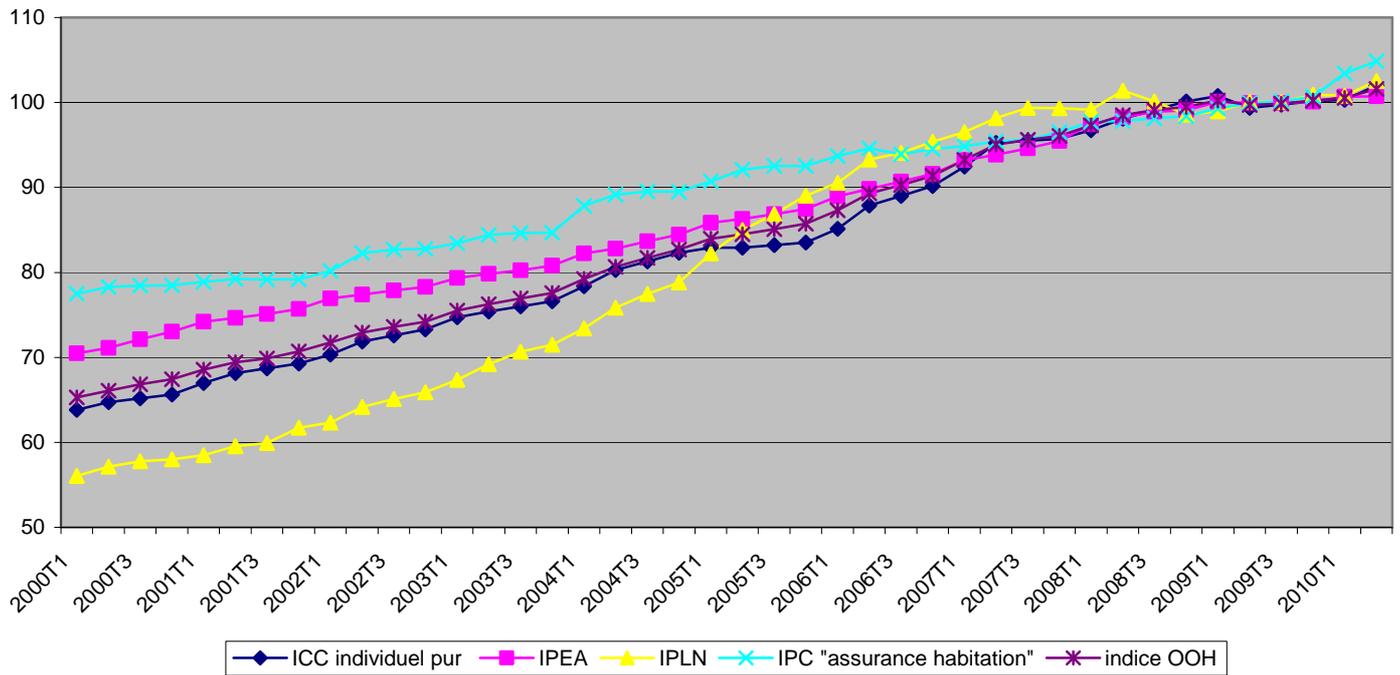
Les pondérations de l'année A sont calculées à partir des comptes satellites du logement de l'année A-2 (tableau 23 « Les acquisitions de logements et les travaux » et tableau 21-22 « compte des producteurs de service de logement »). Pour l'année 2010, les pondérations sont les suivantes :

code OOH	Libellé OOH	Pondération 2010
O.1	DÉPENSES DES PROPRIÉTAIRES- OCCUPANTS	
O.1.1.	ACQUISITIONS DE LOGEMENTS	
O.1.1.1.	Logements neufs	
O.1.1.1.1.	Achats de logements neufs	13,55%
O.1.1.1.2.	Logements construits à l'initiative de l'acquéreur et rénovations majeures	47,99%
O.1.2.	UTILISATION DES LOGEMENTS	
O.1.2.1.	Travaux d'entretien et d'amélioration	38,40%
O.1.2.2.	Assurance habitation	0,06%

Tableau 11 : pondérations de l'indice OOH pour l'année 2010 (source : comptes satellites du logement 2008)

³ Classification of Individual Consumption by Purpose

3.4. Évolution de l'indice OOH



Graphique 5 : comparaison de l'évolution de l'indice OOH et de ses 3 composantes du 1^{er} trimestre 2000 au 2^{ème} trimestre 2010 (base 100, moyenne annuelle 2009)

4. L'indice des prix des logements (HPI)

4.1. Champ effectif

Le champ effectif de l'indice des prix des logements coïncide avec son champ théorique :

Code HPI	Libellé HPI	Indice
H.1	ACHATS DE LOGEMENTS	
H.1.1.	Achats de logements neufs	IPLN
H.1.2.	Achats de logements anciens	Indice Notaires-Insee de prix des logements anciens

Tableau 12 : Champ effectif de l'indice des prix des logements

4.2. L'indice Notaires-Insee des prix des logements anciens

4.2.1.1. Présentation

Les indices Notaires-Insee des prix des logements anciens fournissent une mesure des évolutions de prix des logements anciens à qualité constante. Le prix retenu est le prix net vendeur, hors droits de mutation, frais de notaire et commission d'agence.

Le champ géographique est la France métropolitaine, hors Corse. Les indices portent sur les logements anciens au sens fiscal, c'est-à-dire de plus de 5 ans ou connaissant une deuxième mutation. Afin d'éviter les transactions atypiques, les biens non standards tels que les chambres, lofts, ateliers ou châteaux et les acquisitions effectuées par des professionnels de l'immobilier sont exclus des calculs. De plus, on ne retient que les biens :

- libres d'occupation au moment de la vente (ou occupés par le vendeur) ;
- acquis en pleine propriété par une vente de gré à gré ;
- destinés à un usage strict d'habitation.

Les indices de prix des logements anciens de l'Île-de-France sont calculés par la société Paris Notaires Services (PNS) et l'Insee à partir des données de transactions immobilières contenues dans la base BIEN (Base d'Informations Économiques Notariales) appartenant à et gérée par PNS et alimentée par les notaires d'Île-de-France. Les indices de prix des logements anciens de la province sont calculés par la société Perval et l'Insee à partir des données de transactions immobilières contenues dans la base Perval et alimentée par les notaires de province. Les indices de prix des logements anciens relatifs à l'ensemble de la France métropolitaine hors Corse sont calculés par la société Perval et l'Insee à partir des données de transactions immobilières contenues dans les bases gérées par Perval et PNS.

Deux conventions ont été signées entre l'Insee et PNS, d'une part, et entre l'Insee, le Conseil Supérieur du Notariat et Perval, d'autre part, pour définir la méthodologie de calcul des indices à partir des données notariales ainsi que les modalités de diffusion des indices.

Les indices provisoires du trimestre T et les indices définitifs du trimestre T-1 sont publiés le trimestre suivant en base 100 au 1^{er} trimestre 2010 dans la collection « Informations rapides ».

4.2.1.2. Méthode de calcul

La méthodologie mise en œuvre a été validée par le Conseil Scientifique des Indices Notaires-Insee (CSIN). Elle repose sur des modèles décomposant les prix des logements en fonction des contributions de leurs caractéristiques. Pour ce faire, le territoire est découpé, pour chaque type de bien (appartement et maison), en zones élémentaires (environ 300) au sein desquelles les évolutions de prix peuvent être considérées comme homogènes. À l'aide de modèles économétriques, des coefficients mesurant l'impact de chaque caractéristique physique sont estimés au sein de chacune de ces zones. Ils servent à estimer, à partir des transactions observées, les prix de biens de référence dont les caractéristiques sont fixes au cours du temps. Les évolutions de prix de ces biens de référence sont ensuite utilisées pour le calcul d'indices de prix élémentaires. Les indices agrégés sont calculés à partir des évolutions des indices élémentaires en tenant compte du poids de chaque indice élémentaire au sein du parc de référence.

Tous les cinq ans environ, les indices Notaires-Insee de prix des logements anciens font l'objet d'une mise à jour complète. Cette mise à jour vise, d'une part, à actualiser les coefficients utilisés pour le calcul des indices et d'autre part, constitue l'occasion d'introduire des améliorations méthodologiques. Dans la dernière version, le découpage du territoire en zones élémentaires a été entièrement revu. De plus, la spécification des modèles économétriques a été affinée. En outre, les coefficients servant au calcul des indices feront l'objet d'une actualisation plus fréquente (tous les deux ans). La méthode de calcul des indices agrégés à partir des indices élémentaires a également été revue. En particulier, un chaînage des évolutions a été introduit.

4.3. Méthode de calcul

L'HPI est un indice de Laspeyres chaîné trimestriel. Il est égal à la moyenne pondérée des deux indices qui couvrent le champ effectif de l'HPI, i.e. pour un trimestre t d'une année A donnée, on a :

$$\text{HPI}_{A,t} = w_{\text{IPLN},A} \text{IPLN}_{A,t} + w_{\text{ILA},A} \text{ILA}_{A,t}$$

où :

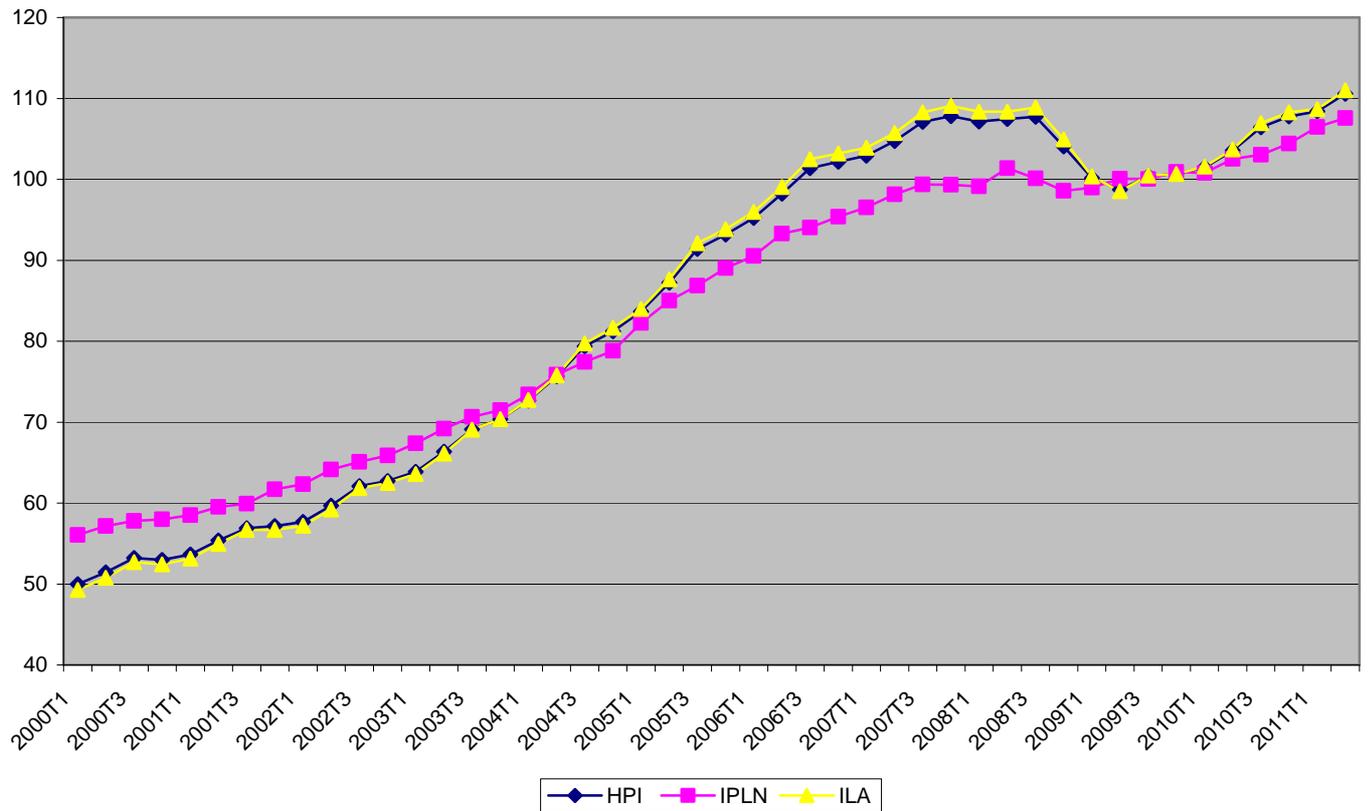
- $\text{HPI}_{A,t}$ est l'indice des prix des logements du trimestre t de l'année A considérée
- $\text{IPLN}_{A,t}$ est l'indice des prix des logements neufs du trimestre t de l'année A considérée
- $\text{ILA}_{A,t}$ est l'indice Notaires-Insee de prix des logements anciens du trimestre t de l'année A considérée
- $w_{\text{IPLN},A}$ et $w_{\text{ILA},A}$ sont les pondérations pour l'année A des deux sous-sections définissant le champ effectif de l'HPI

Les pondérations de l'année A sont calculées à partir des comptes satellites du logement de l'année A-2 (tableau 23 « Les acquisitions de logements et les travaux »). Pour l'année 2010, les pondérations sont les suivantes :

code OOH	Libellé OOH	Pondération 2010
H.1	ACHATS DE LOGEMENTS	
H.1.1.	Achats de logements neufs	13,32%
H.1.2.	Achats de logements anciens	86,68%

Tableau 11 : pondérations de l'HPI pour l'année 2010 (source : comptes satellites du logement 2008)

4.4. Évolution de l'HPI



Graphique 6 : comparaison de l'évolution de l'HPI et de ses 2 composantes du 1^{er} trimestre 2000 au 2^{ème} trimestre 2011 (base 100, moyenne annuelle 2009)

Conclusion

A travers cette étude, nous avons montré que l'emploi de méthodes hédoniques est essentiel pour détecter l'existence d'une bulle immobilière. En effet, seules ces méthodes permettent de construire un indice de prix des logements neufs à qualité constante et ainsi d'assurer que la hausse des prix observée ne correspond pas simplement à une amélioration de la qualité des logements.

Cependant, notre indice des prix des logements neufs construit à partir d'un modèle à « périodes adjacentes » est perfectible. En effet, l'influence de la localisation géographique sur le prix des logements pourrait être mieux prise en compte en définissant un meilleur zonage géographique. De plus, on pourrait essayer de se rapprocher de la méthode de calcul des indices Notaires-Insee en utilisant les bases notariales. Il faudrait alors, dans un premier temps, découper le territoire métropolitain hors Corse, pour chaque type de bien (appartement et maison), en zones élémentaires au sein desquelles les évolutions de prix peuvent être considérées comme homogènes. Puis, dans un second temps, il faudrait définir un modèle hédonique à l'intérieur de chacune de ces zones.

Annexe 1 : étude de la volatilité du prix moyen au m² des logements vendus pour chaque couple (ZEAT ;tranche d'unité urbaine) entre le 1^{er} trimestre 2000 et le 1^{er} trimestre 2006 (ancienne version de l'enquête)

ZEAT	tranche d'unité urbaine	nombre moyen logements réservés par trimestre	de prix de vente moyen (en €)	de des logements vendus (en m ²)	surface habitable moyenne des logements vendus (en m ²)	prix de vente moyen au m ² (en €)	écart-type du prix de vente moyen au m ² (en €)
Région parisienne	unité urbaine de Paris	4 598	207 907,14	68,69	3 026,95	1 260,61	
Centre-est	milieu rural	519	162 165,90	55,03	2 946,79	1 175,74	
Méditerranée	50 000 à 99 999 hab.	469	179 046,69	62,52	2 863,77	1 282,35	
Méditerranée	200 000 à 1 999 999 hab.	2 169	174 918,35	63,91	2 736,75	1 065,49	
Centre-est	5 000 à 9 999 hab.	176	194 114,53	72,42	2 680,25	1 908,71	
Méditerranée	10 000 à 19 999 hab.	361	154 377,05	60,17	2 565,56	913,41	
Méditerranée	5 000 à 9 999 hab.	252	170 749,64	67,21	2 540,63	831,55	
Région parisienne	milieu rural	197	201 169,95	81,29	2 474,62	771,35	
Région parisienne	20 000 à 49 999 hab.	101	156 619,51	63,61	2 462,37	711,94	
Méditerranée	milieu rural	314	136 896,35	56,43	2 426,02	996,54	
Centre-est	100 000 à 199 999 hab.	459	169 067,91	71,94	2 350,04	679,56	
Région parisienne	10 000 à 19 999 hab.	118	172 781,34	75,10	2 300,70	805,21	
Région parisienne	2 000 à 4 999 hab.	33	196 177,77	86,67	2 263,42	504,52	
Centre-est	10 000 à 19 999 hab.	217	160 368,72	71,13	2 254,48	1 048,52	
Bassin parisien	milieu rural	145	151 495,19	68,78	2 202,67	936,96	
Sud-ouest	100 000 à 199 999 hab.	407	132 217,36	60,20	2 196,40	708,75	
Région parisienne	50 000 à 99 999 hab.	21	134 862,48	61,52	2 192,30	480,79	
Sud-ouest	10 000 à 19 999 hab.	220	125 427,71	57,85	2 168,05	575,74	
Sud-ouest	milieu rural	276	118 670,44	55,29	2 146,24	610,49	
Centre-est	200 000 à 1 999 999 hab.	1 692	149 951,92	70,48	2 127,52	577,23	
Ouest	20 000 à 49 999 hab.	326	124 686,71	58,90	2 116,89	532,01	
Sud-ouest	5 000 à 9 999 hab.	237	125 228,27	59,39	2 108,47	556,55	

Ouest	200 000 à 1 999 999 hab.	939	136 554,55	64,97	2 101,90	527,23
Sud-ouest	200 000 à 1 999 999 hab.	1 558	132 514,10	63,05	2 101,88	607,44
Sud-ouest	50 000 à 99 999 hab.	415	122 484,97	58,55	2 092,15	517,81
Centre-est	2 000 à 4 999 hab.	143	144 635,03	69,45	2 082,68	742,83
Région parisienne	5 000 à 9 999 hab.	57	150 662,41	72,47	2 078,96	402,59
Centre-est	20 000 à 49 999 hab.	323	144 574,98	69,56	2 078,31	809,48
Méditerranée	100 000 à 199 999 hab.	191	130 049,16	63,02	2 063,45	467,84
Centre-est	50 000 à 99 999 hab.	317	142 549,75	69,11	2 062,59	512,01
Ouest	100 000 à 199 999 hab.	588	128 018,13	62,36	2 052,83	681,69
Sud-ouest	2 000 à 4 999 hab.	198	123 528,27	60,82	2 030,89	634,30
Méditerranée	20 000 à 49 999 hab.	372	129 128,97	63,79	2 024,15	528,19
Méditerranée	2 000 à 4 999 hab.	155	128 249,34	63,58	2 017,01	685,28
Nord	20 000 à 49 999 hab.	88	111 807,15	55,92	1 999,34	475,34
Ouest	5 000 à 9 999 hab.	293	122 993,80	61,78	1 990,95	625,00
Est	200 000 à 1 999 999 hab.	622	137 355,08	69,77	1 968,57	452,99
Bassin parisien	200 000 à 1 999 999 hab.	779	132 814,49	67,59	1 965,01	521,59
Nord	5 000 à 9 999 hab.	19	147 115,04	75,00	1 961,48	665,63
Ouest	10 000 à 19 999 hab.	270	114 625,71	58,60	1 956,14	475,79
Nord	200 000 à 1 999 999 hab.	431	142 158,51	73,12	1 944,13	505,43
Bassin parisien	20 000 à 49 999 hab.	261	125 805,93	64,84	1 940,30	449,71
Ouest	50 000 à 99 999 hab.	262	120 121,40	62,03	1 936,45	499,36
Bassin parisien	10 000 à 19 999 hab.	168	124 196,80	64,26	1 932,75	532,12
Ouest	milieu rural	258	129 775,52	67,33	1 927,52	506,28
Nord	10 000 à 19 999 hab.	29	133 994,19	69,91	1 916,70	558,39
Ouest	2 000 à 4 999 hab.	202	115 448,75	60,45	1 909,74	461,80
Est	50 000 à 99 999 hab.	156	139 175,64	72,89	1 909,29	436,09
Est	10 000 à 19 999 hab.	136	130 938,34	68,69	1 906,28	381,35
Nord	2 000 à 4 999 hab.	29	116 377,24	61,17	1 902,60	504,05
Bassin parisien	100 000 à 199 999 hab.	127	129 470,07	68,32	1 895,13	437,10
Sud-ouest	20 000 à 49 999 hab.	274	105 825,21	55,88	1 893,66	497,56
Bassin parisien	50 000 à 99 999 hab.	260	119 643,17	64,02	1 868,84	386,43
Bassin parisien	2 000 à 4 999 hab.	84	124 361,28	66,98	1 856,75	471,36
Est	2 000 à 4 999 hab.	164	135 994,00	74,43	1 827,17	335,06
Est	milieu rural	154	140 241,13	76,78	1 826,54	355,73
Est	5 000 à 9 999 hab.	95	128 910,11	70,82	1 820,34	306,00
Est	20 000 à 49 999 hab.	116	134 275,72	74,21	1 809,48	340,94
Est	100 000 à 199 999 hab.	189	127 446,39	70,50	1 807,80	460,39
Nord	100 000 à 199 999 hab.	41	125 256,56	69,90	1 791,84	380,26
Bassin parisien	5 000 à 9 999 hab.	92	123 340,48	70,38	1 752,53	473,80

Nord	50 000 à 99 999 hab.	66 128 219,15	73,64	1 741,13	468,76
Nord	milieu rural	14 159 201,45	91,62	1 737,60	422,26

Annexe 2 : étude de la volatilité du prix moyen au m² des logements vendus pour chaque couple (ZEAT ; tranche d'unité urbaine) entre le 1^{er} trimestre 2006 et le 2^{ème} trimestre 2012 (nouvelle version de l'enquête)

ZEAT	tranche d'unité urbaine	nombre moyen de logements réservés par trimestre	prix de vente moyen (en €)	surface habitable moyenne des logements vendus (en m ²)	prix de vente moyen au m ² (en €)	écart-type du prix de vente moyen au m ² (en €)
Région parisienne	unité urbaine de Paris	4 176	263 482,13	61,67	4 272,78	1 552,93
Centre-est	milieu rural	369	247 514,27	60,96	4 060,58	2 023,42
Méditerranée	200 000 à 1 999 999 hab.	3 040	216 554,33	56,34	3 843,46	1 222,50
Méditerranée	milieu rural	312	203 610,21	56,59	3 597,88	1 144,44
Méditerranée	50 000 à 99 999 hab.	744	216 988,79	60,49	3 586,91	1 371,24
Centre-est	2 000 à 4 999 hab.	258	231 827,09	65,85	3 520,34	1 632,67
Centre-est	100 000 à 199 999 hab.	733	229 057,01	66,54	3 442,62	791,37
Méditerranée	10 000 à 19 999 hab.	312	225 610,20	65,93	3 421,74	1 086,99
Région parisienne	5 000 à 9 999 hab.	59	240 211,48	72,20	3 327,19	545,11
Région parisienne	10 000 à 19 999 hab.	185	272 622,49	82,35	3 310,53	549,53
Centre-est	200 000 à 1 999 999 hab.	2 208	189 701,34	58,69	3 232,33	843,10
Centre-est	5 000 à 9 999 hab.	178	215 665,93	67,38	3 200,76	1 514,01
Méditerranée	5 000 à 9 999 hab.	321	201 421,31	63,60	3 167,22	947,97
Région parisienne	milieu rural	47	261 279,36	82,57	3 164,15	471,20
Sud-ouest	200 000 à 1 999 999 hab.	1 973	187 730,64	59,85	3 136,81	633,35
Région parisienne	20 000 à 49 999 hab.	153	198 954,54	63,46	3 135,22	644,53
Région parisienne	50 000 à 99 999 hab.	85	181 302,53	57,91	3 130,99	403,12
Région parisienne	2 000 à 4 999 hab.	67	226 747,02	73,47	3 086,41	448,01

Centre-est	10 000 à 19 999 hab.	203	201 084,69	65,50	3 069,78	1 410,96
Méditerranée	2 000 à 4 999 hab.	202	197 452,37	64,75	3 049,32	837,90
Nord	20 000 à 49 999 hab.	46	192 356,04	64,00	3 005,61	1 068,13
Méditerranée	20 000 à 49 999 hab.	261	175 662,89	59,49	2 952,75	657,59
Sud-ouest	50 000 à 99 999 hab.	185	174 046,61	59,79	2 910,81	1 024,93
Ouest	100 000 à 199 999 hab.	407	171 846,27	59,05	2 910,05	881,77
Ouest	200 000 à 1 999 999 hab.	1 379	169 080,91	58,13	2 908,73	749,28
Ouest	20 000 à 49 999 hab.	414	168 273,20	58,03	2 899,77	768,69
Nord	10 000 à 19 999 hab.	22	214 546,43	74,51	2 879,50	1 455,97
Méditerranée	100 000 à 199 999 hab.	268	156 600,73	54,62	2 866,88	464,59
Centre-est	20 000 à 49 999 hab.	227	182 410,74	64,75	2 817,07	1 316,93
Nord	100 000 à 199 999 hab.	23	205 533,58	73,20	2 807,88	806,83
Bassin parisien	100 000 à 199 999 hab.	297	167 331,72	59,69	2 803,16	589,78
Bassin parisien	200 000 à 1 999 999 hab.	926	174 637,69	62,68	2 786,40	601,39
Centre-est	50 000 à 99 999 hab.	458	171 198,53	62,18	2 753,45	643,18
Bassin parisien	20 000 à 49 999 hab.	330	169 263,93	61,55	2 750,22	830,30
Nord	200 000 à 1 999 999 hab.	617	180 324,86	65,65	2 746,72	725,72
Sud-ouest	10 000 à 19 999 hab.	190	156 553,67	57,27	2 733,79	773,96
Est	200 000 à 1 999 999 hab.	569	177 257,33	66,02	2 684,72	517,57
Bassin parisien	10 000 à 19 999 hab.	168	171 465,76	64,37	2 663,73	582,63
Nord	5 000 à 9 999 hab.	20	205 418,42	78,38	2 620,71	762,88
Ouest	50 000 à 99 999 hab.	337	150 060,74	57,38	2 615,17	760,52
Bassin parisien	2 000 à 4 999 hab.	144	163 813,88	63,00	2 600,32	1 117,55
Sud-ouest	milieu rural	251	149 674,45	57,98	2 581,48	766,01
Nord	2 000 à 4 999 hab.	30	176 175,59	68,75	2 562,71	557,54
Sud-ouest	5 000 à 9 999 hab.	199	150 686,15	59,17	2 546,62	535,36
Bassin parisien	50 000 à 99 999 hab.	347	154 574,61	60,95	2 536,19	513,43
Sud-ouest	100 000 à 199 999 hab.	180	153 308,13	60,68	2 526,30	555,21
Est	100 000 à 199 999 hab.	211	166 774,93	66,16	2 520,78	458,58

Ouest	5 000 à 9 999 hab.	334	148 221,42	58,94	2 514,60	709,81
Bassin parisien	milieu rural	126	177 667,09	71,23	2 494,20	960,04
Sud-ouest	2 000 à 4 999 hab.	156	148 152,85	59,49	2 490,46	836,83
Ouest	2 000 à 4 999 hab.	269	152 734,56	61,71	2 475,22	978,59
Sud-ouest	20 000 à 49 999 hab.	182	133 397,95	54,15	2 463,42	469,21
Ouest	10 000 à 19 999 hab.	227	146 047,71	59,54	2 453,03	646,08
Est	5 000 à 9 999 hab.	120	172 397,60	70,80	2 435,05	376,11
Est	50 000 à 99 999 hab.	239	156 179,75	64,34	2 427,50	430,18
Est	10 000 à 19 999 hab.	125	162 855,15	67,18	2 424,34	380,33
Ouest	milieu rural	179	158 477,99	65,50	2 419,40	865,05
Est	20 000 à 49 999 hab.	157	163 832,13	68,71	2 384,28	418,64
Est	2 000 à 4 999 hab.	179	171 291,11	72,27	2 370,19	361,51
Nord	50 000 à 99 999 hab.	106	159 952,66	68,18	2 345,93	507,60
Bassin parisien	5 000 à 9 999 hab.	108	152 556,54	65,31	2 335,79	653,12
Nord	milieu rural	24	210 977,51	92,20	2 288,27	713,10
Est	milieu rural	172	170 551,18	74,58	2 286,91	349,75

Bibliographie

[1] Les indices Notaires-Insee de prix des logements anciens, version 2 des modèles hédoniques, INSEE méthodes n°11