

Le prix des attributs du logement

Jean Cavailhès*

La méthode des « prix hédonistes » permet d'estimer le prix des différents attributs d'un logement (taille, confort, environnement proche ou lointain, etc.) à partir de son prix global. De tels prix ont été estimés pour 1996 pour le secteur locatif libre des villes, de leurs banlieues et de leurs couronnes périurbaines (« aires urbaines »).

Ainsi, la surface habitable d'un logement et son équipement sanitaire jouent fortement sur le loyer. Les caractéristiques de l'immeuble (collectif ou individuel, date de construction, état) ont également un rôle important.

L'accessibilité au centre d'emploi et la qualité sociale du voisinage sont les attributs « extrinsèques » du logement qui ont le plus d'impact. Cependant, le coût réel de l'éloignement du centre serait sous-estimé par les ménages.

Les autres aménités ou nuisances locales (criminalité, bruit, pollution, aménités rurales, etc.) exercent une influence réduite ou même nulle. Les dégradations de l'immeuble affectent davantage le loyer que le bruit ou la criminalité, qui sont loin d'avoir l'importance escomptée.

Enfin, l'élasticité revenu de la demande de surface habitable est supérieure à celle d'accessibilité : confrontés à l'arbitrage entre le coût d'accessibilité et le besoin d'espace, les ménages aisés donnent la préférence au second et ils se localisent de préférence à la périphérie des villes.

* Jean Cavailhès appartient au Centre d'économie et sociologie appliquées à l'agriculture et aux espaces ruraux, UMR, Inra-Dijon.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

L'auteur remercie Anne Laffère, Maaj Fall, Florence Goffette-Nagot, Hubert Jayet et d'autres collègues pour les remarques et les conseils dont ils ont fait bénéficier la mise au point de cet article. Cette recherche a reçu une aide du Commissariat général du Plan. L'Insee a mis les enquêtes Logement 1984 à 1996 à la disposition de l'auteur dans le cadre d'une convention avec l'Inra.

Le poids du logement dans le budget des ménages (1), son importance et celle de sa localisation dans l'étude des villes, contrastent avec sa place encore modeste dans les études économiques. Cette position en retrait tient pour une part à la difficulté de la tâche.

Un logement est en effet un bien complexe dont la valeur reflète à la fois des attributs (surface habitable, type d'immeuble, confort, etc.) et des caractéristiques liées à sa localisation (déplacements domicile-travail, proximité des biens et services et des loisirs consommés par le ménage, qualité de l'environnement et du voisinage). Il n'est pas possible de mesurer le prix explicite de certaines de ces composantes. Cela rend évidemment difficile l'analyse de la formation du prix global de ce bien.

Cet article vise à éclairer certains aspects de l'économie du logement, et en particulier de sa localisation. Il utilise pour cela la méthode des prix hédonistes (2). Cette méthode se ramène à une application de la théorie du consommateur à des biens complexes, difficiles à comparer. Prenons un exemple, celui d'un kilogramme de viande et d'un kilogramme de pommes. Ce sont des biens différents, dont le prix diffère. Comment aller plus loin que ce banal constat ? En suivant les travaux initiés par Lancaster (1966), on peut analyser ces deux biens en calculant le nombre de calories, de glucides, lipides et protéines contenus dans un kilogramme de chacun d'eux. Il devient alors possible de comparer la viande et les pommes par leurs apports nutritifs. Il est possible d'affiner l'analyse, en décomposant les glucides selon leur formule chimique et en mesurant les arômes, ainsi que les autres composants organo-leptiques. Au terme de cette décomposition, l'ensemble des composants est connu. La comparaison des deux biens selon la quantité de ces composants (ou attributs) identiques devient réalisable. La méthode des prix hédonistes consiste à obtenir le prix de chacun de ces attributs à partir du prix global du bien. Il est ainsi possible d'appliquer la théorie microéconomique du consommateur, en identifiant des fonctions de demande d'attributs et d'estimation des élasticités prix ou revenu.

Appliquée au logement, cette méthode permet de révéler le prix implicite d'attributs liés à la localisation (externalités, accessibilité, etc.) dont le prix ne peut être directement observé sur un marché (à la différence de celui d'une salle de bain ou d'un ascenseur). Tels sont certains attributs liés à l'environnement du logement (qualité du voisinage, criminalité et délin-

quance, proximité d'équipements, aménités et nuisances). Cette méthode fournit également le prix des autres attributs, liés à la taille et au confort du logement, ainsi qu'à l'immeuble, et à l'accessibilité du centre-ville. Elle permet enfin de connaître les caractéristiques de la demande (élasticités prix et revenu). Elle est appliquée aux logements locatifs des aires urbaines françaises, tels qu'appréhendés par l'enquête *Logement* de l'Insee de 1996.

Les élasticité prix et revenu de la demande de surface habitable et d'accessibilité au centre d'emploi ont ainsi été estimées. Une élasticité revenu élevée de la demande de bien résidentiel peut contribuer à expliquer l'extension périurbaine des villes qui caractérise l'urbanisation des dernières décennies : les ménages, lorsque leur revenu s'accroît, recherchent des valeurs foncières faibles dans le but d'accroître la consommation résidentielle, ce qui les conduit à s'éloigner du cœur des centres urbains où la rente foncière est élevée. Mais on explique aussi, parfois, des localisations excentrées par la recherche d'aménités du cadre de vie périurbain. On montre (Diamond, 1980) que tel est le cas lorsque l'élasticité revenu de la demande d'aménités périurbaines est supérieure à l'élasticité revenu de la demande de bien résidentiel. L'estimation des élasticités revenu de la demande de bien résidentiel, d'accessibilité et d'aménités, par la méthode des prix hédonistes, permet de déterminer l'importance respective des facteurs de l'étalement périurbain des villes. Cet étalement est-il principalement dû à une demande plus élastique (vis-à-vis du revenu) de la taille du logement, de l'accessibilité aux emplois des villes-centres ou, enfin, des aménités du cadre de vie périurbain ?

Appliquer la méthode des prix hédonistes au logement

Le nom de Rosen est attaché à la méthode des prix hédonistes pour son article fondateur de

1. En France, le poste Location de logement représente, en 2000, 17,3 % des dépenses de consommation des ménages (Rignols, 2002). Le total des postes Logement, chauffage, éclairage et Transports, approximation de ce que l'on pourrait appeler les coûts de la localisation résidentielle (ce total comprend le coût de déplacements récréatifs, les frais liés aux résidences secondaires, etc.) monte à 39,8 % de ces dépenses (Rignols, 2002).

2. D'usage courant dans les pays anglo-saxons pour l'étude du logement, cette méthode reste peu utilisée en France, malgré un développement récent. L'adjectif « hédoniste » vient de l'anglais savant, qui l'avait emprunté au vieux français. Cette migration explique que ce mot ait, en économie, un sens différent de celui de la philosophie ou du sens courant. Dans cet article, prix implicite est synonyme de prix hédoniste.

1974. D'autres auteurs avaient avant lui analysé le prix de biens complexes : Griliches (1961) et Court (1941) à qui on attribue le terme de prix hédoniste ; Sheppard (1999) cite également Waugh (1929), qui estimait déjà le prix implicite de la qualité de légumes. Dans les années 1970 et 1980, les travaux appliqués au logement ont été abondants, ce qui tient autant à l'intérêt intrinsèque de la connaissance de ce bien qu'aux difficultés économiques et économétriques rencontrées, qui ont stimulé les recherches. En effet, l'étude du prix des attributs du logement soulève des problèmes théoriques et statistiques compliqués, dès lors que ces prix ne s'observent pas directement sur un marché (3). On doit alors les obtenir à partir d'un autre prix, celui du logement.

L'hypothèse fondamentale est qu'un logement est un ensemble d'éléments homogènes et indissociables, qui sont vendus en bloc et que le consommateur transforme pour obtenir de l'utilité. La théorie de la consommation de Lancaster est ainsi reprise par Rosen (1974) : « *les consommateurs sont aussi des producteurs. La consommation finale ne porte pas sur les biens, qui sont achetés comme des inputs utilisés dans des fonctions d'auto-production* ».

On considère un ménage j , aux caractéristiques a_j , qui maximise une fonction d'utilité $U = (Z, H, \alpha_j)$ en consommant du logement H composé d'un ensemble de caractéristiques x_i : $H = (x_1, \dots, x_i)$ et un bien composite Z composé de tous les autres biens, sous une contrainte budgétaire $W = P(H) + p_z Z$, où W est le revenu, p_z le prix de Z (que l'on peut prendre comme numéraire : $p_z = 1$) et $P(H)$ le prix du logement. On obtient, par les conditions de premier ordre, le prix hédoniste p_i de la caractéristique x_i , égal au taux marginal de substitution de cette caractéristique et du bien composite :

$$\frac{\partial}{\partial x_i} P(H) = \frac{\partial U / \partial x_i}{\partial U / \partial Z} = p_i \quad (1)$$

On suppose habituellement que le prix total d'un bien varie linéairement avec la quantité. Si tel était le cas pour la fonction $P(H)$, la dérivée de (1) par rapport à la caractéristique x_i serait une constante égale au prix recherché p_i . Mais le prix des attributs du logement n'est pas linéaire par rapport à leur quantité, en particulier à cause de coûts fixes de production (coûts de construction) et de transaction et d'indivisibilités pour le consommateur. Le prix unitaire d'un attribut

varie donc avec la quantité. Dans ce cas, le consommateur, lorsqu'il achète un logement, choisit simultanément la quantité d'un attribut et le prix correspondant. Cette simultanéité entraîne un biais dans l'estimation économétrique. En effet, la variable explicative et le résidu de la régression ne sont pas indépendants (Sheppard, 1999). La distance à la ville-centre, c'est-à-dire l'accessibilité aux emplois, peut également être entachée du même biais de simultanéité, la localisation du logement étant choisie en même temps que le prix. Ces simultanités sont traitées par la méthode instrumentale.

La simultanéité n'est pas ici de la même nature que dans le cas d'un monopole ou d'un acteur de grande taille sur le marché, problème qui se résout par l'estimation d'équations simultanées d'offre et de demande. Car, dans la méthode des prix hédonistes, comme le fait remarquer Rosen (1974), « *les consommateurs sont en situation concurrentielle bien que le prix marginal ne soit pas constant*. » En effet, les agents sont petits, c'est-à-dire preneurs de prix. La solution au problème de simultanéité n'est pas l'estimation d'équations simultanées : le problème vient de la non-linéarité de la contrainte budgétaire et non pas d'un marché de monopsonne.

Sheppard (1999) passe en revue les différentes solutions de ce problème. En restant dans le cadre des méthodes paramétriques, il convient, tout d'abord, d'écrire un prix qui ne soit pas fonction linéaire de la quantité. Le modèle présenté plus loin utilise des transformations de Box-Cox (1964), d'un usage aujourd'hui courant, depuis qu'elles ont été proposées pour résoudre ce problème par Halvorsen et Polakowki (1981). Elles s'écrivent :

$$y = \frac{x^\lambda - 1}{\lambda} \text{ si } \lambda \neq 0 \text{ et } y = \log x \text{ si } \lambda = 0 \quad (2)$$

avec, comme il est connu,
 $\lim_{\lambda \rightarrow 0} (x^\lambda - 1) / \lambda = \log x$.

On utilise ensuite la méthode des variables instrumentales en projetant sur des instruments exogènes les variables explicatives corrélées au résidu. Epple (1987) montre que, selon les caractéristiques des agents, observées exactement, approximativement ou non observées, il y

3. Pour les aspects théoriques on se reportera à Freeman (1979) ou à Sheppard (1999).

a des liens particuliers entre les variables explicatives et les résidus. Les instruments à utiliser dépendent des hypothèses faites sur la nature de ces liens. Si l'on suppose que les consommateurs ont les mêmes préférences et ne diffèrent que par leur revenu, on choisit comme instruments, par exemple, le revenu, le revenu permanent, le revenu par unité de consommation. Mais s'il y a aussi des différences de goûts, il faut ajouter des variables comme le niveau d'instruction, l'âge ou des caractéristiques socio-économiques. Compte tenu du caractère endogène de la distance, des instruments spatiaux doivent également être utilisés.

L'estimation de la fonction de prix hédoniste ne donne pas d'indication sur le comportement des consommateurs ou des producteurs. La plupart des analyses économiques exigent, cependant, un minimum d'indications en la matière, par exemple la connaissance des élasticités ou du consentement à payer. En effet, un prix est un équilibre ponctuel entre une offre et une demande qui ne permet pas de connaître les fonctions d'offre ou de demande sous-jacentes. Une seconde étape de la démarche vise à résoudre ce problème d'identification des paramètres de la demande. Il s'agit de déterminer la fonction de demande ou celle de demande inverse (ou, symétriquement, des fonctions de coût) à partir d'équations exprimant que la demande d'un attribut x_i dépend des prix de l'ensemble des attributs, du revenu W_j et des caractéristiques a_j du consommateur j :

$$x_i = x_i(p_k, W_j, \alpha_j) \quad (3)$$

Telles sont les articulations essentielles du calcul des prix hédonistes.

Les problèmes usuels de l'économétrie s'ajoutent à ceux posés par les différentes étapes de l'estimation : des auto-corrélations spatiales, par exemple, le logement étant un bien localisé dans l'espace. Des risques de simultanéité peuvent également conduire à des biais d'endogénéité, dus au choix simultané par le ménage de différents attributs. D'éventuelles liaisons entre les attributs peuvent engendrer des corrélations entre régresseurs. Enfin, il est fréquent que les résidus soient hétéroscédastiques. Ces difficultés expliquent le caractère partiel de la plupart des travaux visant à obtenir des prix hédonistes des attributs du logement.

Enfin, la qualité des données s'avère essentielle. Sheppard (1999), par exemple, regrette les insuffisances des enquêtes habituellement utili-

sées dans ce domaine. Il critique certains travaux « qui s'enflamment du manque de consistance d'une estimation, dû à un mauvais usage des variables instrumentales, mais qui cherchent rarement de bonnes données pour que la méthode des prix hédonistes soit réellement un guide pour l'action ». Il regrette aussi « de voir les économistes habitués à prendre les données comme ils les trouvent, sans fioritures, se ronger les sangs pour les analyser avec des techniques optimales, même si la réduction de l'erreur ainsi obtenue est dérisoire en comparaison de celle due à la structure des données (ou à l'omission de variables). » (Sheppard, 1999) En effet, il manque presque toujours certaines variables importantes, comme celles relatives à la qualité du cadre de vie et du voisinage, voire même la distance au lieu d'emploi pour la première étape, ou le revenu du ménage pour la seconde.

Du prix hédoniste d'un attribut à son élasticité : une estimation en deux étapes

Pour chaque tranche de taille des aires urbaines françaises (cf. *infra*), la variable expliquée P est le loyer annuel, transformé par la méthode de Box-Cox. La surface habitable est également soumise à la même transformation, pour les raisons précédemment indiquées (4). Les variables explicatives autres que la surface et la distance à la commune-centre sont dichotomiques ou ont été discrétisées en variables polytomiques (revenu fiscal de la commune de résidence, date de construction de l'immeuble), afin d'éviter toute non-linéarité des prix par rapport aux quantités (5). C'est ainsi que, dans la première étape de la démarche, la fonction de prix hédoniste s'écrit :

$$\frac{P^\Psi - 1}{\Psi} = K + \beta_s \frac{x_s^\phi - 1}{\phi} + \sum_i \beta_i x_i \quad (4)$$

4. Suivant en cela la démarche suggérée par Cheshire et Sheppard, 2002.

5. La transformation de Box-Cox de la distance n'a pas été possible car la procédure ne converge pas, ce qui est habituel pour des variables présentant un grand nombre de valeurs très voisines, comme c'est le cas ici (Cassel et Mendelsohn, 1985). En effet, la majeure part des logements locatifs sont situés dans les communes-centres des aires urbaines pour lesquelles la distance au centre d'emploi est voisine de zéro. Faute de pouvoir utiliser la transformation de Box-Cox, la distance est introduite sous forme linéaire (un terme quadratique n'améliore pas l'ajustement statistique).

où x_s est la surface habitable, x_i les autres attributs hédonistes, les β , ϕ , et ψ étant des paramètres à estimer. Le prix hédoniste \hat{p} des attributs est obtenu par (1) : $\hat{p}_s = \hat{\beta}_s x_s^{\phi-1} / \hat{p}^{\psi-1}$ pour la surface habitable, $\hat{p}_i = \hat{\beta}_i / \hat{p}^{\psi-1}$ pour les autres attributs, où \hat{P} est le prix global estimé du loge-

ment. L'encadré 1 présente en détail la démarche économétrique de cette première étape.

La seconde étape (demande d'attributs du logement) pose de considérables problèmes et nécessite des données complémentaires par rapport à la première. Elle est présentée dans l'encadré 2.

Encadré 1

ESTIMER LES PRIX HÉDONISTES : DÉMARCHE ÉCONOMÉTRIQUE

Dans une étape préliminaire, pour chaque sous-échantillon constitué par une tranche de taille d'aire urbaine, des transformations de Box-Cox sont réalisées, par la méthode du maximum de vraisemblance pour le loyer et par une régression non linéaire pour la surface habitable (avec une itération entre la transformation – à gauche – du loyer et celle – à droite – de la surface). L'équation (4) devient :

$$\tilde{P} = K + \beta_s \tilde{x}_s + \sum_i \beta_i x_i \quad (I)$$

(le tilde désignant les valeurs transformées). Cette équation (I) est estimée par la méthode des variables instrumentales. Les instruments utilisés sont des caractéristiques des ménages (caractéristiques démographiques et économiques : taille, statut matrimonial, revenu, profession, diplôme, etc.) et des caractéristiques des localisations qui, n'étant pas choisies par le ménage, ne présentent pas de risque d'endogénéité : superficie de la commune de résidence (variable discrétisée), poids de l'observation dans l'enquête *Logement*, population des casernes et internats de la commune, taille et nombre d'emplois de la commune-centre de l'aire urbaine, etc. Des instruments de ce type sont rarement utilisés dans les travaux sur le prix hédoniste des attributs du logement, mais ils sont nécessaires pour contrôler l'endogénéité de la localisation. Le test de Sargan a permis de vérifier la validité des instruments. Un test équivalent à celui de Hausman (équation augmentée) a permis de décider quelles étaient les variables considérées comme endogènes (on a retenu un seuil de 10 %), qui ont été projetées sur les instruments.

Un diagnostic de colinéarité a permis de vérifier que les variables explicatives n'étaient pas corrélées entre elles. Pour les équations dont les résultats sont commentés dans le tableau 4, le *Condition Index* (1) ne dépasse pas 3,32. Le *proportion of variation* des variables ne dépasse pas 0,21(2). L'homoscédasticité des résidus a été testée : le modèle est homoscédastique, sauf pour l'aire urbaine de Paris (légère hétéroscédasticité au seuil de 2 %). Finalement, on vérifie que les transformations de Box-Cox faites sur le loyer dans l'étape préliminaire sont robustes à la projection de cette variable sur les instruments : pour les sept types d'aires urbaines, les paramètres de transformation ne sont pas significativement différents de ceux obtenus initialement.

La stabilité des estimations a été étudiée en comparant différentes spécifications. Trois modèles ont été

estimés : le premier, dont les résultats sont présentés dans le tableau 4 et commentés dans le texte (cf. infra, « Des résultats à interpréter avec précaution »), utilise une transformation Box-Cox du loyer et la méthode des variables instrumentales. Dans le deuxième, le loyer et la surface sont introduits sous forme logarithmique selon la méthode instrumentale. Le troisième est identique au deuxième mais utilise les moindres carrés ordinaires (MCO).

Les résultats des estimations de la deuxième et troisième spécification sont présentés en annexe 2. Les prix hédonistes obtenus sont sensiblement inférieurs à ceux du tableau 4, mais la structure d'ensemble est conservée (significativité, valeurs relatives des différents attributs).

Les externalités liées à la localisation du logement ont été appréhendées au moyen de modèles économétriques (avec transformation de Box-Cox et la méthode instrumentale) incorporant certaines variables de ce type. Ces variables étant corrélées à la taille et au type de commune et à la distance aux villes-centres, on a pallié cet inconvénient en réalisant des estimations séparées pour deux catégories de logements : d'une part, les logements situés dans les communes-centres des aires urbaines (distance = 0) en estimant le prix hédoniste d'attributs dits « urbains » (bruits, pollution, etc.) ; d'autre part, les logements des communes de banlieue et des couronnes périurbaines, en introduisant des variables d'environnement « périurbain » (forêts, sentiers de randonnée, etc.).

Le prix hédoniste de ces variables d'environnement est présenté en annexe 3.

Des tests de Chow ont permis de tester, d'une part, l'égalité des estimateurs pour les différents sous-échantillons (selon la taille des aires urbaines et la localisation ou non dans la commune-centre) et, d'autre part, un éventuel biais d'hétérogénéité dû au type d'immeuble (individuel ou collectif ; cf. infra) (cf. annexe 1).

1. Statistique obtenue à partir des valeurs propres de la matrice $(X'X)$, dont on admet qu'elle n'indique pas de colinéarité entre régresseurs lorsqu'elle est inférieure à 30.

2. Contribution de la valeur propre à la variance des coefficients des différentes variables, dont on admet que les variables ayant des valeurs supérieures à 0,50 sont suspectes de colinéarité.

Encadré 2

ESTIMER LA FONCTION DE DEMANDE D'ATTRIBUTS DU LOGEMENT

L'estimation des fonctions de demande (équation (3) du texte) nécessite des données complémentaires par rapport à la première étape. Cela n'avait pas été clairement analysé par Rosen dans son article fondateur de 1974. Il considérait, en effet, que la seconde étape n'était qu'un simple problème d'identification (1) (Rosen, 1974).

Les premiers travaux appliqués s'en sont fidèlement tenus à cette démarche (par exemple, Witte *et al.*, 1979). Brown et Rosen ont ensuite rectifié cette erreur en expliquant que « *les prix marginaux obtenus uniquement à partir des quantités n'ajoutent en eux-mêmes aucune information à celle déjà obtenue par l'observation des quantités. La source d'informations additionnelles doit provenir de restrictions placées a priori sur la façon dont les quantités observées se traduisent en prix marginaux* » (Brown et Rosen, 1982). On suppose, en général, que les caractéristiques de l'offre varient d'un marché à l'autre et que les paramètres qui caractérisent la demande sont identiques sur les différents marchés étudiés.

Pour remonter aux fonctions de demande, il faut, tout d'abord, choisir une stratégie de modélisation, non paramétrique ou paramétrique et, dans ce dernier cas, retenir une forme fonctionnelle. Aujourd'hui, on utilise habituellement des fonctions flexibles appartenant à la famille translogarithmique (translog) (Christensen *et al.*, 1975). On peut donner à l'approximation locale de n'importe quelle forme fonctionnelle la forme d'une fonction translog. Si on suppose habituellement des consommateurs homogènes dans leurs préférences, ils sont hétérogènes en leur revenu. Par exemple, une fonction translog est utilisée par Chattopadhyay (1998) et une forme voisine, celle de Deaton-Muellbauer, par Cheshire et Sheppard (1998, 2002) ou par Ravallion et van de Walle (1991) (cf. *infra*).

L'estimation des fonctions de demande pose, enfin, le problème de variables exogènes stochastiques, puisque les prix utilisés dans les équations de demande sont les estimations de la première étape. Il n'est pas sûr que les régresseurs et l'erreur soient indépendants, ce qui peut conduire à des estimateurs biaisés. Il est donc recommandé d'utiliser des variables instrumentales (Sheppard, 1999, discute le choix de ces instruments).

On retient ici, pour la seconde étape, la fonction de coût de Deaton – Muellbauer (1980), habituellement appelée *Almost Ideal Demand System* (AIDS), qui est une forme flexible, approximation locale de n'importe quelle forme fonctionnelle (qui fait donc peu perdre en généralité) et qui présente les avantages des fonctions translogs. Elle repose sur la dualité (Fuss et McFadden, 1978). La fonction de dépense c d'un ménage s'exprime ainsi en fonction des prix p des biens :

$$\log c = a_0 + \sum_i a_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j a_{ij} \log p_i \log p_j + u \alpha_0 \prod_i p_i^{\alpha_i} \quad i, j = 1, \dots, n, z, s, d \quad (I)$$

où : u est l'utilité qui varie entre 0 (subsistance, c'est-à-dire niveau incompressible de dépense, égal aux trois premiers termes du membre de droite de l'équation) et 1 (luxé, c'est-à-dire ajout d'un terme de forme Cobb-Douglas).

p_z est le prix unitaire d'un bien composite aspatial (c'est-à-dire dont le prix est invariant dans l'espace),

p_s le prix unitaire de la surface habitable,

p_d le prix unitaire de l'accessibilité au centre des emplois.

les autres indices $i, j = 1, \dots, n$; $i, j \neq z$; $i, j \neq s$; $i, j \neq d$ désignent des attributs du logement dont les prix unitaires sont p_i et p_j .

La dérivée de la fonction de dépense par rapport au prix d'une variable est égale à la part budgétaire de cette variable. On a donc, pour le bien i :

$$\frac{\partial \log c}{\partial \log p_i} = \frac{p_i x_i}{c} = \pi_i = a_i + \sum_j a_{ij} \log p_j + u \alpha_0 \alpha_i \prod_j p_j^{\alpha_j} \quad j = 1, \dots, n, z, s, d \quad (II)$$

où l'on appelle x_i la quantité consommée de l'attribut i et π_i sa part dans la dépense (part budgétaire). À l'optimum, c est égal au revenu disponible net d'impôt W_D , ce qui permet de tirer u de (I) comme fonction de W_D et des p_i . L'imposition des ménages est prise en compte en déduisant du revenu brut un impôt sur le revenu forfaitairement calculé, ce qui est rarement fait dans les travaux sur les prix hédonistes, faute de données. Il est possible ici de calculer un impôt sur le revenu approximatif en considérant que les ménages sont assujettis en tant que salariés. L'enquête logement de 1996 fournit leur revenu brut global W et le nombre de parts (à partir de la composition de la famille). L'impôt dû est calculé à partir du barème de l'année 1996 de l'administration fiscale en considérant que

→

1. « *Garden variety identification problem* ».

Une enquête adaptée au calcul des prix hédonistes

Les données proviennent de l'enquête *Logement* réalisée par l'Insee en 1996. Cette enquête a été mise à la disposition de cette recherche après adjonction des variables spatiales

nécessaires (6) : zonage en aires urbaines, distance à la commune-centre de l'aire, population et emploi de cette dernière, présence d'équipe-

6. Un préalable a été d'assurer le respect de l'anonymat par un traitement approprié (suppression de variables de localisation géographique et discrétisation de certaines autres variables).

Encadré 2 (suite)

tout le revenu est d'origine salariale et que seules les déductions forfaitaires s'appliquent. En reportant dans (II), on obtient l'équation de la part du bien i dans la dépense :

$$\begin{aligned} \pi_i &= a_i + \sum_j a_{ij} \log p_j + \alpha_i \log W_D - \alpha_i \left(a_0 + \sum_j a_{ij} \log p_j + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k a_{jk} \log p_j \log p_k \right) \\ &= \frac{p_i x_i}{W_D} \quad j, k = 1, \dots, n, z, s, d \end{aligned} \quad (III)$$

Finalement, l'équation de part budgétaire estimée pour une variable x_i s'obtient en reportant dans (III) les prix hédonistes donnés par l'équation (4) du texte. L'élasticité-revenu et les élasticités-prix se déduisent de (III). En appelant σ_i l'élasticité-revenu du bien i et ε_{ij} son élasticité-prix directe, on a :

$$\sigma_i = 1 + \frac{\alpha_i}{\pi_i} \quad \varepsilon_{ij} = -1 + \frac{(1 - \alpha_i) \sum_j a_{ij} - \sum_j a_{ij} \log p_j}{\pi_i} \quad (IV)$$

Les élasticités-prix croisées s'obtiennent de la même façon.

Les équations de parts budgétaires de la seconde étape impliquent de limiter le nombre de régresseurs car, du fait des termes croisés, le nombre de variables croît rapidement avec le nombre de prix hédonistes utilisés comme variables explicatives et le risque de colinéarité entre régresseurs devient grand. Aussi cette seconde étape n'est-elle mise en œuvre que pour calculer des élasticité-revenu et prix de la taille du logement et de l'accessibilité aux emplois. Les équations générales (I) à (IV) s'écrivent alors en fonction des deux indices s et d .

Même en se cantonnant à deux biens, le risque de colinéarités entre leurs prix hédonistes n'est pas éliminé. Elles sont dues au fait que, si on ne dispose que d'une valeur estimée des β , ϕ , et ψ de (4), la variabilité des prix hédonistes relatifs est faible (sans la transformation de Box-Cox, il y aurait colinéarité stricte). On observe en effet que, dans ce cas, les deux variables explicatives sont dans un rapport proche de un, ce qui rend impossible l'estimation de l'équation de la seconde étape. Il faut introduire de la variabilité sur les β , ϕ , et ψ de (4) en réalisant des estimations sur des marchés différents, ainsi que le préconisent Brown et Rosen (1982). Pour cela, les résultats obtenus dans la première étape sont empilés pour sept tranches de taille d'aires urbaines, pour lesquelles des prix hédonistes ont été estimés séparément (cf. texte *infra*). Ces sept ensembles sont censés représenter des marchés différents au sens de Brown et Rosen (1982). Ils fournissent sept jeux de paramètres β , ϕ , et ψ qui conduisent à des prix hédonistes moins corrélés que ceux d'une seule tranche de taille.

Cet échantillon national permet d'estimer des élasticités :

- d'une part, directement à partir de régressions où le logarithme de la quantité (de surface habitable, d'accessibilité aux emplois) dépend du logarithme du prix hédoniste du bien et du logarithme du revenu du ménage : $\ln x_i = c + \ln p_i + \ln W$ ($i = s, d$). On peut alors utiliser la méthode instrumentale pour prendre en compte l'endogénéité des prix hédonistes en les projetant sur les mêmes instruments que ceux utilisés pour la première étape.
- d'autre part, à partir d'un système de demande Deaton-Muellbauer où sont estimées deux équations de demande des deux biens faisant intervenir le revenu, leurs prix et les termes croisés (le revenu fiscal de la commune a été introduit comme troisième bien, sans que les résultats ne soient améliorés). L'estimation se fait en équations simultanées. La méthode instrumentale devrait être utilisée, pour les raisons mentionnées, mais les variables projetées sont trop colinéaires, ce qui a conduit à utiliser les MCO. En effet, la corrélation simple entre les prix hédonistes de la surface habitable et de la distance est de -0,25, alors qu'elle est de -0,58 entre les projections de ces deux variables, ce qui entache fortement les élasticités estimées lorsque les variables sont projetées.

Pour tenir compte de l'hétérogénéité des ménages selon leur taille, on a introduit, dans les deux cas, le nombre d'unités de consommation (UC) dans les équations. D'autres variables de contrôle, telles que l'âge de la personne de référence et le nombre d'actifs, ont également été introduites. Elles conduisent à des résultats à peu de choses près identiques.

ments publics, revenu fiscal moyen communal, etc. Les variables concernant le logement ou le ménage sont des données individuelles, les autres sont renseignées au niveau de la commune. Cette enquête est représentative de l'ensemble du parc de logements (7).

Cette enquête, ainsi complétée, est adaptée à la méthode hédoniste. Les caractéristiques du logement sont finement décrites, le ménage est connu dans ses dimensions socio-démographique et économique (âges, taille, diplômes, professions, revenu) et, enfin, l'environnement du logement est détaillé par de multiples variables portant sur les distances à des équipements publics ou à des services privés, les migrations alternantes, la sécurité, le voisinage de l'immeuble et du quartier. De toute la série des enquêtes logement, y compris la dernière (2002), c'est celle réalisée en 1996 qui comporte le plus grand nombre de variables sur des externalités ou des aspects environnementaux : aussi a-t-elle été retenue pour analyser ces aspects. Les limites, car il y en a toujours, tiennent aux variables supprimées : ne connaissant pas la localisation géographique précise du logement, il est impossible de tenir compte d'auto-corrélations spatiales, ni de réaliser des estimations par aire urbaine, comme la théorie préconise de le faire. De plus, l'adjonction à la base de données de variables renseignées au niveau de la commune ne permet pas de tenir compte de variations intra-communales, qui peuvent être importantes dans les communes-centres des aires urbaines, souvent de grande taille.

Un échantillon articulé sur les aires urbaines

Les observations retenues ont été sélectionnées sur la base des critères suivants : (i) champ des résidences principales ordinaires ; (ii) secteur

locatif à loyer libre (ont été éliminés, d'une part, les logements en propriété car le prix n'est connu que pour les acquisitions récentes et, d'autre part, les logements HLM et ceux régis par la loi de 1948 qui ont des loyers encadrés s'écartant des prix de marché) ; (iii) ménages ayant récemment emménagé (c'est-à-dire au cours des quatre années précédant l'enquête) afin d'être au plus près du moment où a été prise la décision d'emménagement ; (iv) logements situés en aires urbaine (8) (délimitation de 1990) afin de pouvoir les positionner dans le système de la hiérarchie urbaine (taille du pôle et distance entre la commune de résidence et la commune-centre du pôle urbain).

Malgré leur grande différence, on a retenu à la fois les immeubles individuels et collectifs. En dépit de ses inconvénients, ce choix s'impose pour éclairer les déterminants de l'extension urbaine. Il n'était pas possible de faire cette analyse sans prendre en compte la distance (ou l'accessibilité) à la ville-centre de l'aire urbaine, ce qui suppose d'inclure les maisons individuelles dans l'analyse. En effet, très peu de logements collectifs sont situés dans les couronnes périurbaines : avec les critères de sélection précédents, la part des logements situés dans les couronnes périurbaines est de 8 % alors qu'elle

7. Chaque observation est affectée d'un coefficient d'extrapolation selon son poids. Les estimations économétriques sont réalisées sur les données extrapolées (le poids moyen est alors ramené à l'unité). Des estimations sur les données brutes ont permis de vérifier que les résultats étaient voisins.

8. Une aire urbaine est composée d'un pôle urbain, lui-même constitué d'une commune-centre et de communes de banlieue, qui est une unité urbaine (c'est-à-dire plus de 2 000 personnes dans un habitat contiguë) offrant plus de 5 000 emplois, et d'une couronne périurbaine composée de communes extérieures à cette unité urbaine, contiguës et dont au moins 40 pour cent des actifs travaillent dans une autre commune de l'unité urbaine, qui est généralement une commune du pôle urbain. Dans la mesure où ce dernier est le centre d'emploi principal de l'aire urbaine, on fait l'approximation que les migrations alternantes domicile-travail se font entre la commune de résidence et la commune-centre de l'aire urbaine.

Tableau 1
Nombre de logements de l'échantillon selon le type de commune et la taille de la commune centre de l'aire urbaine

Taille de la commune centre en nombre d'habitants (hors Paris)	Paris	210 000 à 850 000	140 000 à 210 000	100 000 à 140 000	50 000 à 100 000	25 000 à 50 000	Moins de 25 000	Ensemble
Type de commune :								
Commune-centre de pôle urbain	287	501	311	213	217	229	308	2 066
Commune de banlieue de pôle urbain	411	219	67	96	56	63	50	962
Couronne périurbaine	55	61	24	48	38	59	57	342
Ensemble	753	797	411	374	334	392	488	3 549

Lecture : milliers de logements.

Champ : emménagés récents dans des résidences principales ordinaires du secteur locatif à loyer libre situés en aires urbaines.

Source : enquête Logement 1996, Insee, traitement Inra.

tomberait à 4 % si on se limitait aux immeubles collectifs (cf. tableaux 1 et 2). Retenir l'ensemble des immeubles individuels et collectifs permet également d'estimer le prix hédoniste du type de logement, qui est l'un de ses attributs susceptibles d'être lié à la périurbanisation.

Ce choix a pour inconvénients principaux, d'une part, de ne pas permettre d'estimer le prix hédoniste de certains attributs qui sont spécifiques à l'un des deux segments (comme un ascenseur) ou qui n'apportent probablement pas le même type d'utilité aux ménages (comme une cave) et, d'autre part, d'entraîner un risque de biais d'hétérogénéité, qu'il est possible de tester par la méthode de Chow. Les résultats de ces tests (cf. annexe 1) montrent que les estimateurs obtenus pour chacun des deux segments sont rarement significativement différents de ceux donnés par l'empilement des observations (9).

Le nombre brut d'observations (3 549) correspond à 2,7 millions de logements, soit 11,7 % du parc des résidences principales ordinaires et 15,1 % du même parc des aires urbaines. Il est difficile de considérer cet ensemble comme un marché unifié, tant sont diverses les aires urbaines. Le facteur d'hétérogénéité essentiel semble être la taille, puisqu'on va de l'aire parisienne (plus de 11 millions d'habitants) à des unités urbaines qui sont de gros bourgs aux traits de ruralité marqués. En conséquence, à partir de la délimitation des aires urbaines en 1990, on a défini sept ensembles selon la taille de la commune-centre de l'aire urbaine (10) en distinguant : l'aire urbaine de Paris (753) (11), celles dont la commune-centre compte (en 1990) de 210 000 à 850 000 habitants (797), de 140 000 à 210 000 (411), de 100 000 à 140 000 (374), de 50 000 à 100 000 (334), de 25 000 à 50 000 (392) et enfin moins de 25 000 habitants (488) (12).

La situation sur l'échelle urbain/rural, ou sur l'échelle ville-centre/couronne périurbaine, est un autre facteur d'hétérogénéité du parc de logement rarement pris en compte dans les travaux sur les prix hédonistes. Il était important de le retenir pour pouvoir étudier l'extension périurbaine des villes. Sa prise en compte est difficile car presque toutes les variables explicatives d'une équation de prix hédoniste varient avec cette situation. Les travaux les plus anciens en économie urbaine montrent que la taille des logements est négativement liée à l'accessibilité (arbitrage (*trade off*) fondamental entre coût foncier et coût de migration alternante) et que la taille des immeubles dépend de la rente foncière (substituabilité entre terre et capital dans la fonction de production de logement), donc également de la distance. Il a aussi été montré que l'hétérogénéité de l'espace et les externalités qui en résultent dépendent de la position sur l'axe urbain/rural : les aménités et les nuisances urbaines (proximité de biens publics, vie culturelle et sociale, congestion, pollution, etc.) diminuent avec l'éloignement du centre, et, en sens inverse, les externalités rurales augmentent (agrément du cadre de vie périurbain, isolement, éloignement des biens publics, etc.).

9. La date de construction de l'immeuble est l'attribut pour lequel l'hétérogénéité est la plus nette. Cela traduit un effet de génération : la part des logements collectifs et individuels a fortement varié selon les périodes.

10. La taille de la commune-centre a été préférée à celle du pôle urbain, qui est souvent une agglomération multipolaire très étendue.

11. Le nombre brut d'observations est indiqué entre parenthèses.

12. Les seuils ont été choisis selon les ruptures de la distribution et de façon à obtenir des effectifs qui ne soient pas trop disséminés. Quelques aires urbaines dont la commune-centre était disproportionnée à la population de leur aire (petite dans une aire urbaine très peuplée, ou inversement) ont été déplacées d'une classe à une autre. La composition précise de chaque classe est donnée dans Cavailhès et Goffette-Nagot (2001).

Tableau 2

Part des logements individuels de l'échantillon selon le type de commune et la taille de la commune centre de l'aire urbaine

En %

Taille de la commune centre en nombre d'habitants (hors Paris)	Paris	210 000 à 850 000	140 000 à 210 000	100 000 à 140 000	50 000 à 100 000	25 000 à 50 000	Moins de 25 000	Ensemble
Type de commune :								
Commune-centre de pôle urbain	0	6,8	4,5	12,7	12,9	18,8	27,6	11,2
Commune de banlieue de pôle urbain	10,2	31,1	28,3	40,6	41,1	47,6	56,0	25,9
Couronne périurbaine	34,6	54,1	70,8	62,5	71,1	72,9	64,9	60,2
Ensemble	8,1	18,9	14,1	28,3	28,4	35,7	42,2	23,0

Champ : emménagés récents dans des résidences principales ordinaires du secteur locatif à loyer libre situées en aires urbaines. Source : enquête Logement 1996, Insee, traitement Inra.

Certains estimateurs importants, comme les prix hédonistes de la distance et d'externalités du cadre de vie, risquent d'être biaisés du fait de telles liaisons entre variables explicatives. L'impossibilité de tenir compte d'autocorrélations spatiales de la perturbation dont il vient d'être fait état empêche de maîtriser correctement ce risque. Pour le limiter, le prix hédoniste des externalités est analysé d'une part, sur les observations des villes-centres des aires urbaines, d'autre part, sur les autres observations (banlieue et couronne périurbaine). Dans le premier groupe d'observations, la distance est nulle et l'accessibilité est supposée identique pour toutes les observations (plus précisément : ses variations intra-urbaines sont supposées orthogonales aux variables de la régression). Certaines nuisances urbaines (pollution, bruit, etc.) et l'accessibilité à certains services sont introduits dans l'équation. Pour le second groupe, on ne peut exclure que les corrélations entre variables explicatives fragilisent les estimations. Il était impossible d'introduire des variables d'externalités périurbaines (proximité d'équipements récréatifs « verts », mode d'usage des sols) sans courir ce risque. Les variables utilisées dans les régressions sont décrites dans l'encadré 3.

Les couronnes périurbaines sont sous-représentées : elles ne totalisent que 9,6 % des logements de l'échantillon, alors qu'en 1996 18,6 % des logements de l'espace à dominante urbaine appartenaient à une commune périurbaine (cf. tableau 1).

Les logements individuels sont également sous-représentés dans le segment locatif retenu. Cependant, 23 % de l'échantillon est constitué de maisons individuelles. Dans les aires urbaines dont la commune-centre est petite, celles-ci rassemblent plus du tiers des logements de l'échantillon (cf. tableau 2).

Ces effectifs semblent suffisant pour que le prix hédoniste du type d'immeuble puisse être éva-

lué sur le secteur locatif, ce qui est important pour vérifier si les ménages sont prêts à payer plus cher une maison individuelle.

Un jardin est un attribut souvent associé à une maison individuelle. Cependant, le lien entre cet attribut et la maison individuelle est suffisamment faible pour laisser escompter des prix hédonistes distincts pour ces deux attributs : l'échantillon compte 197 maisons individuelles sans jardin, soit 24 %. Dans les logements locatifs étudiés, la taille du jardin est petite (13), ce qui ne permet pas de mettre en évidence la variation du prix selon la superficie.

Du fait de l'échantillon retenu, les ménages étudiés ont des caractéristiques particulières. Les locataires récemment emménagés du secteur à loyer libre sont nettement plus jeunes que l'ensemble des locataires et, *a fortiori*, que l'ensemble de la population française. Ils appartiennent à des ménages de plus petite taille. Leur revenu est plus faible que celui de l'ensemble de la population, mais il est supérieur à celui de l'ensemble des locataires, probablement parce que les ménages au revenu le plus bas s'orientent vers le secteur locatif social qui n'a pas été retenu dans l'échantillon (cf. tableau 3).

Les étudiants sont particulièrement sur-représentés dans l'échantillon retenu, puisqu'on compte 13,6 % de ménages dont la personne de référence est étudiante alors qu'il n'y en a que 2,3 % dans l'ensemble de la population. Or, leur comportement de consommation de logement est particulier du fait des transferts familiaux dont ils bénéficient. Par exemple, l'élasticité-revenu de la consommation d'un attribut de logement n'a guère de sens dans la mesure où le loyer est souvent payé par les parents (Robert-Bobée, 2002) (10 % des étudiants de

13. La taille médiane est de 150 à 200 m² selon le type d'aire urbaine.

Tableau 3
Caractéristiques moyennes des ménages

	Population étudiée	Ensemble des locataires	Ensemble de la population
Revenu du ménage (francs)	132 700	126 400	156 900
Âge de la personne de référence	34,0	43,7	50,6
Nombre de personnes du ménage	2,1	2,4	2,5

Champ : emménagés récents dans des résidences principales ordinaires du secteur locatif à loyer libre situées en aires urbaines.
Source : enquête Logement 1996, Insee, traitement Inra.

Encadré 3

LES VARIABLES

Les enquêtes *Logement* de l'Insee comptent plusieurs centaines de variables, correspondant aux réponses directes aux enquêteurs ou à des variables calculées. Il n'existe sans doute pas de base de données où autant d'attributs soient disponibles pour estimer des prix hédonistes. Or, même si cette abondance n'est pas sans poser de problème (risque de colinéarité entre les variables explicatives), elle possède l'avantage de réduire le problème de la séparabilité (sans toutefois l'éliminer complètement) : le risque d'attribuer à une variable le rôle qui revient à une autre, non renseignée dans le questionnaire, est d'autant plus faible que les attributs pris en compte sont nombreux.

Les régressions ont porté au départ sur les nombreux attributs susceptibles d'avoir un prix hédoniste non nul. Mais il est évidemment impossible de présenter une régression comportant plus d'une centaine de variables. Aussi a-t-on éliminé des régressions finales la quasi-totalité de celles dont les paramètres n'étaient pas significativement différents de zéro (après avoir vérifié qu'elles n'étaient pas corrélées à des variables conservées) et celles dont les résultats variaient fortement selon les différentes tranches de taille des aires urbaines. Les variables finalement retenues sont données ci-après.

Logement

Surface habitable (à l'exclusion des pièces professionnelles, etc.), transformée par la méthode de Box-Cox et projetée sur les instruments.

Équipement sanitaire. Regroupe les WC, salles de bain et cabinets de toilette (avec un coefficient 1/2). Des estimations séparées montrent que le prix hédoniste d'une salle de bain est à peu près égal à celui d'un WC.

Bon état du logement. Variable calculée, pour les immeubles construits avant 1975, comme la somme des quatre variables suivantes :

1. « logement non vétuste », négatif de la somme de quatre variables de l'enquête *Logement* : « revêtement endommagé sur les murs ou plafonds », « logement trop vétuste », « humidité, infiltration d'eau, ventilation insuffisante », « fissures dans les murs intérieurs ou les plafonds ».
2. « bon chauffage » lorsque celui-ci ne repose pas sur des appareils indépendants ou des cuisinières chauffantes. Les modes courants de chauffage sont comparables : par rapport au chauffage central individuel, un chauffage électrique individuel (assimilable à un chauffage central) ne modifie pas significativement le montant du loyer, alors qu'un chauffage central urbain, un chauffage central collectif et un chauffage par cheminée seule tirent très légèrement le loyer vers le bas.
3. « présence d'équipement de sécurité » à l'entrée du logement.
4. « encastrement de l'installation électrique. »

Immeuble

Date de construction de l'immeuble, sous forme de tranches.

Qualité de l'immeuble. Variable égale à la somme : présence d'ascenseur, de balcons, façade en bon état.

Dégradations subies par l'immeuble.

Immeuble de plus de 50 logements.

Type d'immeuble : individuel ou collectif.

Garage.

Jardin.

Localisation du logement

Distance calculée à vol d'oiseau entre le centroïde de la commune de résidence et celui de la commune-centre de l'aire urbaine (cf. note 8 en bas de page), projetée sur les instruments (lorsque le test de Hausman montre qu'il y a endogénéité). Pour les communes-centres des aires urbaines, une distance forfaitaire a été calculée en supposant qu'un ménage était localisé à la distance $2/3 \cdot \sqrt{\pi/S}$, où S est la surface de la commune (en kilomètres carrés). Dans la seconde étape, l'accessibilité aux emplois est définie comme le négatif de la distance.

Revenu fiscal communal moyen en 1996, sous forme quadratique et projeté sur les instruments (lorsque le test de Hausman montre qu'il y a endogénéité).

Qualité du quartier, variable synthétique égale à la somme négative de : quartiers dont les ménages considèrent qu'ils comportent trop d'usines, que la voirie est insuffisante, que les rues sont sales ou qu'il y a des problèmes de cohabitation avec la population et, enfin, que les commerces, les transports ou d'autres équipements sont trop éloignés.

Commune du pôle urbain ou de la couronne périurbaine.

Climat méditerranéen, grande région climatique ayant un prix hédoniste significativement positif pour toutes les estimations où la variable est présente.

Environnement du logement

Criminalité, variable égale à la somme de : « l'un des membres du ménage a-t-il été victime de vol, agression ou violence dans le quartier au cours des 12 derniers mois ? », la même question avec « témoin » au lieu de « victime » (affecté d'un coefficient 1/2), et enfin : « cambriolage ou tentative d'effraction dans le logement au cours des 12 derniers mois ». Cette variable est nommée « criminalité », bien que le libellé des questions recouvre des crimes et des délits. →

l'échantillon déclarent un loyer qui excède les 2/3 de leur revenu total). Ces ménages d'étudiants interviennent sur le marché du logement : ils doivent être pris en compte pour estimer l'équilibre de ce marché, et, par là même, les prix hédonistes des attributs. Mais leur comportement propre ne peut être analysé à partir de leurs seules caractéristiques, ce qui conduit à les éliminer de la seconde étape de l'estimation (identification des paramètres de demande). Les retraités sont également éliminés de cette seconde étape (pour d'autres raisons spécifiques : leur patrimoine, et donc leur consommation, sont influencés par l'importance des successions reçues ; ils ne font pas de migrations alternantes domicile - travail ; etc.). La seconde étape n'est donc réalisée que pour les ménages dont la personne de référence (PR) est active (le nombre total d'observations est réduit à 2 846).

Des résultats à interpréter avec précaution

Les résultats sont présentés dans le tableau 4 et les tableaux de l'annexe 2. Les valeurs renseignées dans ces tableaux doivent être interprétées avec précaution, du fait des limites de la méthode (14), comme le montrent les variations des résultats obtenus selon la méthode écono-

métrique employée ou selon la taille de la ville-centre des aires urbaines (cf. annexe 2).

Du fait de l'utilisation de la méthode instrumentale, le coefficient de détermination ne présente pas de signification particulière. Les paramètres de transformation de Box-Cox sont tous différents de l'unité (la relation loyer - surface n'est pas linéaire) et presque tous de zéro (les formes log-linéaire ou double logarithmique ne sont pas adaptées) (cf. annexe 2).

Du fait de la transformation Box-Cox du loyer, les tests statistiques utilisés (Student, Wald) sont approximatifs. Lorsque le loyer est introduit en logarithme, on obtient des prix hédonistes sensiblement inférieurs à ceux de la double transformation Box-Cox (cf. annexe 2, colonnes 17 et 18 du tableau), mais la hiérarchie des prix est, dans l'ensemble, comparable. La projection sur les instruments des variables endogènes (surface, revenu communal, distance) est correcte : les R^2 sont généralement supérieurs à

14. Certains attributs présentent un signe contraire à l'intuition, comme dans la plupart des travaux de ce type. La présence d'une cave ou d'un gardien d'immeuble ont un prix hédoniste négatif (qui s'explique probablement par des liaisons avec des variables omises) ce qui a conduit à ne pas retenir ces variables. D'autres paramètres estimés peuvent être affectés par des problèmes non détectés du même type.

Encadré 3 (suite)

Exposition du logement, lorsque le séjour est orienté au Sud.

Vue sur usine.

Bonne vue. Pièce principale ayant une vue dégagée ou donnant sur des maisons individuelles.

Accessibilité à certains équipements (introduite en quartiles) : Poste, magasin d'alimentation et arrêt de transport en commun.

Mauvais équipement du quartier. Lorsque les ménages estiment que les commerces sont trop éloignés, les transports en commun insuffisants.

Pollution de l'air, négatif de la réponse à la question « pollution gênante au point d'empêcher l'ouverture d'une fenêtre à certaines heures de la journée ».

Bruits diurnes ou nocturnes : « fréquents » ou « très fréquents ».

Chemins de randonnée.

Pourcentage de bois dans le parcellaire agricole.

Pourcentage de friches dans le parcellaire agricole.

Pourcentage de vignes dans le parcellaire agricole.

Autres variables non retenues dans les équations finales

D'autres variables ont été introduites et les variables synthétiques présentées ci-dessus ont été décomposées selon leurs éléments. On trouvera le détail dans Cavailhès et Goffette-Nagot (2002). Elles n'ont pas été reprises dans les résultats présentés ici car elles conduisent à des prix hédonistes non significativement différents de zéro, ou instables selon les aires urbaines, ou enfin présentant un mauvais signe (c'est le cas des caves ou des gardiens d'immeubles). Il s'agit en particulier de : *Taille moyenne des pièces* introduite en quartiles ; *Espace privatif* pour les logements collectifs ; *Situation en rez-de-chaussée* ; *Dispositifs de sécurité* à l'entrée de l'immeuble (ouverture de l'intérieur, interphone, digicode) ; *Ascenseur, cave, grenier, gardien d'immeuble*.

Il est possible que ces prix hédonistes non significativement différents de zéro soient dus à la faible taille ou à la faible variabilité des sous-échantillons (les prix obtenus sont plus souvent significativement non nuls dans l'estimation réalisée sur l'échantillon national, dont les effectifs et la variabilité sont plus grandes).

Tableau 4

Prix hédoniste des attributs

Taille de la commune centre hors Paris (nombre d'habitants)	Paris		140 000 à 210 000		100 000 à 140 000		50 000 à 100 000		25 000 à 50 000		Moins de 25 000		Moyenne France		Estimation France entière	
	Prix hédoniste	% du loyer	Prix hédoniste	% du loyer	Prix hédoniste	% du loyer	Prix hédoniste	% du loyer	Prix hédoniste	% du loyer	Prix hédoniste	% du loyer	Prix hédoniste	% du loyer	Prix hédoniste	% du loyer
	(1a)	(1b)	(2a)	(2b)	(3a)	(3b)	(4a)	(4b)	(5a)	(5b)	(6a)	(6b)	(7a)	(7b)	(8a)	(8b)
Nombre d'observations	753		797		411		374		334		392		488		3 549	
Loyer	6 559		4 577		4 435		4 414		4 417		4 320		3 908		4 856	
Surface	98 ^{***} (1)	0,021	60 ^{**}	0,015	42 ^{***}	0,011	39 ^{***}	0,011	48 ^{***}	0,012	51 ^{***}	0,014	49 ^{***}	0,015	61	0,012
Salles de bain et WC	960 ^{***}	0,170	820 ^{***}	0,198	700 ^{***}	0,171	374 ^{***}	0,093	1 127 ^{***}	0,278	507 ^{***}	0,138	945 ^{***}	0,276	805	0,148
Logement en bon état (2)	404 ^{***}	0,071	483 ^{***}	0,117	40	0,010	173 ^{***}	0,043	677 ^{***}	0,167	874 ^{***}	0,239	515 ^{***}	0,150	452	0,080
Construction immeuble : > 1989	1 999 ^{***}	0,353	2 535 ^{***}	0,613	718 ^{***}	0,176	1 369 ^{***}	0,341	2 810 ^{***}	0,694	3 126 ^{***}	0,853	2 453 ^{***}	0,717	2 176	0,392
Construction immeuble : 1982-89	1 758 ^{***}	0,311	2 046 ^{***}	0,495	369 ^{***}	0,090	1 256 ^{***}	0,312	2 237 ^{***}	0,553	2 881 ^{***}	0,786	1 195 ^{***}	0,349	1 709	0,295
Construction immeuble : 1975-81	1 007 ^{***}	0,178	1 532 ^{***}	0,371	147 ^{***}	0,036	441 ^{***}	0,110	2 344 ^{***}	0,579	1 946 ^{***}	0,531	1 769 ^{***}	0,517	1 305	0,230
Construction immeuble : 1949-74	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	
Construction immeuble : 1915-48	361 ^{***}	0,064	478 ^{***}	0,116	341 ^{***}	0,083	116 ^{***}	0,029	715 ^{***}	0,177	529 ^{***}	0,144	242 ^{***}	0,071	394	0,058
Construction immeuble : < 1915	1 183 ^{***}	0,209	818 ^{***}	0,198	165 ^{***}	0,040	216 ^{***}	0,054	-187 ^{***}	-0,046	4 ^{***}	0,001	-203 ^{***}	-0,059	442	0,071
Immeuble en bon état (2)	555 ^{***}	0,098	339 ^{***}	0,082	191 [*]	0,047	54	0,013	-202	-0,050	259	0,071	143	0,042	258	0,045
Dégradations et vandalisme	-733 [*]	-0,129	-162	-0,039	-221	-0,054	21	0,005	-29	-0,007	724	0,197	-161	-0,047	-243 [*]	-0,056
Immeuble > 50 logements	-1 027 ^{**}	-0,181	-788 ^{**}	-0,190	228	0,056	100	0,025	-178	-0,044	422	0,115	-429	-0,126	-399	-0,103
Garage	-479	-0,085	463 [*]	0,112	418 [*]	0,102	550 ^{**}	0,137	342	0,084	797 ^{**}	0,217	248	0,073	245	0,069
Logement individuel	797 [*]	0,141	852 ^{**}	0,206	619 ^{**}	0,152	175	0,044	645 ^{**}	0,159	669	0,182	199 ^{**}	0,058	614	0,056
Présence d'un jardin	10	0,002	27 [*]	0,006	10	0,003	134 ^{***}	0,033	-39	-0,010	104 ^{**}	0,028	38	0,011	36	0,006
Revenu fiscal de la commune (3)	-5 082	-0,775	-941	-0,206	-1 170	-0,264	-2 252	-0,493	-1593	-0,361	482	0,114	-401	-0,103	-1 870	-0,329
Revenu fiscal de la commune (4)	0	0	378	0,083	315	0,071	271	0,059	173	0,039	1 338	0,316	116	0,030	326	0,225
Revenu fiscal de la commune (5)	1 380	0,210	47	0,010	186	0,039	418	0,086	519	0,113	1 969	0,354	85	0,021	674	0,328
Problèmes dans le quartier	-122	-0,022	-57	-0,014	-103	-0,025	-4	-0,001	81	0,020	16	0,004	-235 ^{**}	-0,069	-76	-0,017
Criminalité dans le quartier	166	0,029	-118	-0,029	0	0,000	305	0,076	-251	-0,062	295	0,081	70	0,020	64	0,001
Région à climat méditerranéen	/	/	878 ^{***}	0,212	676 ^{***}	0,165	584 ^{***}	0,145	971 ^{***}	0,240	1 118 ^{***}	0,305	-190	-0,056	508	0,128
Commune périurbaine	134	0,024	-918 ^{**}	-0,222	14	0,003	-1036 ^{***}	-0,258	68	0,017	-616	-0,168	33	0,010	-325	-0,029
Distance au pôle de l'aire urbaine																
Paris	-51 ^{***}	-0,009														-45 ^{**}
Aires urb. suivant taille centre (6)																
210 000 à 850 000																-84 ^{***}
140 000 à 210 000																-44 ^{**}
100 000 à 140 000																-38 ^{**}
50 000 à 100 000																-27 ^{**}
25 000 à 50 000																-72 ^{***}
< 25 000																-170 ^{***}
Ensemble																-73,6

1. Test de Wald significatif au seuil de : *** 1 %, ** 5 % (les valeurs du t de Student sont indiquées en annexe 2).

2. Immeubles construits avant 1975 uniquement.

3. Passage de la médiane à 25 % de la distribution.

4. Passage de la médiane à 75 % de la distribution.

5. Passage de la médiane de 75 % à 90 % de la distribution.

6. Nombre d'habitants.

Lecture : les prix hédonistes sont la moyenne du prix des observations, calculé au moyen de l'équation 1, en euros par an, pour chaque tranche de taille d'aire urbaine (colonnes 1 à 7, indice a), pour la France entière, c'est-à-dire la moyenne des valeurs précédentes pondérée par les effectifs des aires urbaines (colonne 8a) et enfin le prix obtenu à partir d'une estimation sur l'échantillon national (colonnes 9a). La part du loyer attribuée à l'attribut considéré a également été calculée (indice b, sauf colonne 8), en faisant la moyenne des rapports prix/loyer de chaque observation. Prix en euros par an. Test de Student (sauf indication contraire) : significatif au seuil : ** de 1 %, * de 5 %, ** de 10 %.

Champ : emménagés récents dans des résidences principales ordinaires du secteur locatif à loyer libre situées en aires urbaines.

Source : enquête Logement 1996, Insee, traitement Inra.

0,5, bien que, dans quelques cas, ils tombent à 0,2.

Le test d'endogénéité montre que la surface habitable est endogène dans toutes les régressions. La richesse communale n'est pas endogène dans les aires urbaines dont la commune-centre appartient aux tranches de population suivantes : 140 000 à 210 000, 100 000 à 140 000 et moins de 25 000 habitants. Enfin, la distance au centre d'emploi n'est endogène que pour l'aire urbaine de Paris et lorsque la commune-centre a entre 25 000 et 100 000 habitants.

Les résidus des estimations par tranche de taille des communes-centres des aires urbaines sont homoscedastiques, sauf pour l'aire urbaine de Paris, qui se signale par une légère hétéroscedasticité (au seuil de 2 %). Les résidus de l'estimation faite sur l'échantillon national présentent une hétéroscedasticité plus accentuée (cette estimation a été faite à des fins de contrôle et de comparaison).

De nombreux autres travaux permettent des comparaisons

Des travaux similaires et réalisés sur la France peuvent servir de comparaison : Marchand et Skhiri (1995), qui disposent de 3 500 observations de logements locatifs de huit villes (1990-1991) qui sont petites ou moyennes, à l'exception de Bordeaux (les deux étapes de la démarche inaugurée par Rosen ont été réalisées, avec des transformations de Box-Cox pour la première, mais sans utilisation de la méthode instrumentale) ; Kazmierczak-Cousin (1999) a estimé des fonctions de prix hédoniste pour l'agglomération de Brest à partir de 14 870 transactions (1991-1996) ; Gravel *et al.* (2001) ont utilisé 8 494 mises en vente publiées dans des journaux d'annonce gratuits pour étudier le marché immobilier de 33 communes de plus de 10 000 habitants du Val d'Oise (1985-1993) (avec des transformations de Box-Cox, mais sans l'utilisation de variables instrumentales) ; Beckerich (2001) a estimé le prix hédoniste de quelques attributs (sans variables instrumentales) à partir de 1 323 ventes de logements anciens à Lyon en 1995 ; Letombe et Zuindeau (2001), enfin, ont étudié le prix de friches industrielles de l'arrondissement de Lens à partir de 4 592 mutations immobilières (1995-1997) pour lesquelles ils ont estimé le prix hédoniste de quelques attributs (dans des équations simples, où le prix du logement dépend linéaire-

ment de la quantité des attributs). En revanche, les comparaisons avec d'autres pays seraient trop fragiles. Follain et Jimenez (1985), qui ont tenté une telle comparaison, concluent à sa vanité, malgré leurs efforts pour homogénéiser les données.

C'est dans les logements les plus petits que le prix unitaire de la surface habitable est le plus élevé

Un mètre carré de surface habitable a un prix hédoniste moyen de 61 euros par an, correspondant à 1,3 % du loyer annuel. Ce prix est d'un ordre de grandeur comparable à celui trouvé par d'autres auteurs. Ainsi Gravel *et al.* (2001) obtiennent-ils 52 euros par an et par m² (15), Kazmierczak-Cousin (1999), + 1,1 % de loyer par m² supplémentaire et Marchand et Skhiri (1995), + 1,3 %. Deux autres résultats s'écartent de ces valeurs : Beckerich (2001) obtient 84 euros par an et par m² et Letombe et Zuindeau (2001) seulement 19 euros par an et par m².

Le prix annuel d'un mètre carré est d'environ 100 euros dans l'aire urbaine de Paris, de 60 euros dans les aires urbaines des grandes villes de Province et, pour celles de taille inférieure, il est d'environ 40 à 50 euros, soit plus de deux fois moins que dans la région parisienne. Le test de Chow montre que la rupture la plus significative est entre Paris et la Province. De telles différences s'expliquent par trois raisons : tout d'abord, la cherté du sol dans les grandes villes, en particulier en Ile-de-France. Le sol est l'assise foncière des immeubles et la hauteur de ceux-ci ne compense probablement qu'en partie les différences de coûts fonciers dus à la taille des agglomérations. En second lieu, les coûts de construction, qui s'élèvent avec la taille des villes : les salaires augmentent avec cette taille (Glaeser et Maré, 2001) et il n'y a pas de raison pour que le secteur du bâtiment échappe à cette règle. Enfin, la densité de biens publics locaux et d'aménités urbaines est forte dans les grandes agglomérations (ce qui participe de la cherté des valeurs foncières).

Ces facteurs contribuent à expliquer les écarts avec les résultats de Beckerich (2001), qui a étudié Lyon, et ceux de Letombe et Zuindeau

15. Prix ramenés à un prix annuel au moyen d'un taux d'actualisation de 7 %.

(2001) qui, à l'opposé, ont observé de petites villes.

Le cas de la surface habitable permet d'illustrer deux problèmes que pose la méthode hédoniste. Le premier résulte de l'agrégation de marchés du logement hétérogènes. La moyenne pondérée des prix unitaires des sept types d'aires urbaines (61 euros/m²/an) et la valeur obtenue dans une estimation sur l'échantillon national (cf. tableau 4, colonne 9a : 48 euros/m²/an) diffèrent de plus de 20 %. Les variables de contrôle utilisées dans cette dernière estimation (variables indicatrices pour chaque tranche de taille des communes-centres des aires urbaines) ne suffisent pas à capturer l'hétérogénéité des marchés immobiliers selon la taille des communes-centres des aires urbaines. Il est possible que d'autres facteurs d'hétérogénéité, non détectés dans cette analyse, aient des effets semblables.

Le prix unitaire de la surface habitable selon la taille des logements diminue quand la surface augmente (quoique faiblement au-delà de 70 ou 80 m²), si bien qu'il est d'environ 40 % moins cher dans les plus grands logements que dans les plus petits (cf. tableau 5, dernière ligne). Ce résultat est cohérent avec les études antérieures (Colwell et Munneke, 1997), et avec l'observation (un appartement de quatre pièces n'est pas deux fois plus cher qu'un autre de deux pièces). Il est également logique, puisque le prix d'un logement inclut des coûts fixes qui augmentent le prix unitaire des plus petits d'entre eux. Cependant, il n'en est pas ainsi pour toutes les tranches de taille des communes-centres des aires urbaines : si le cas de Paris et celui des aires urbaines dont la commune-centre a entre 100 et 140 000 habitants illustrent bien cette liaison négative prix - taille, pour d'autres types la courbe est croissante (140 000 à 210 000 et 25 000 à 50 000 habitants), en U (210 000 à 850 000 habitants), ou presque plate, hormis le segment des tout petits logements (50 000 à 100 000 et moins de 25 000 habitants). Cette variabilité des résultats peut s'expliquer par la proportion de maisons individuelles et d'immeubles collectifs (variable selon les tranches de taille des communes-centres des aires urbaines : cf. tableau 2), puisque le prix unitaire d'un mètre carré de surface habitable est plus élevé dans l'habitat individuel que dans le collectif.

Les caractéristiques de l'immeuble jouent fortement sur le loyer

Une salle de bain, un WC ou cabinet de toilette (ce dernier affecté d'un coefficient 1/2) a un prix hédoniste élevé : 800 euros par an pour une unité supplémentaire. Trois tranches de taille d'unités urbaines ont une valeur qui s'écarte nettement de cette moyenne, ce qui tient probablement aux limites de la méthode hédoniste plus qu'à des différences dans le prix réel de ces attributs. Marchand et Skhiri (1995) obtiennent des valeurs comparables ou légèrement inférieures (16).

Le bon état d'un logement se paye également, mais moins chèrement : la présence d'une des modalités qui constitue cette variable (cf. encadré 3) est évaluée à quelques centaines d'euros par an dans la plupart des tranches de taille des communes-centres des aires urbaines, soit moins de 10 % du loyer.

En ce qui concerne la période de construction de l'immeuble, la période 1949-1974, prise comme modalité de référence, correspond au prix plancher. Elle inclut la période de construction de masse des années 1960-1974 où beaucoup de logements étaient de qualité médiocre et qui, de surcroît, ne peuvent plus se prévaloir, au moment de l'enquête, de l'avantage d'une date de construction récente. Les immeubles neufs (moins de sept ans en 1996) ont un prix hédoniste d'environ 2 200 euros par an supérieur à cette référence (17). Ce prix diminue graduellement pour des immeubles moins récents : 1 700 euros par an pour des constructions datant de 1982-89, 1 300 euros par an pour celles de 1975-81. Il augmente à nouveau pour les immeubles construits avant la Seconde guerre mondiale (environ 400 euros par an), particulièrement à Paris et dans les grandes aires urbaines de Province. Dans ces zones, la valorisation d'immeubles anciens et de caractère d'avant la Première guerre mondiale conduit à un prix annuel d'un millier d'euros de plus que la référence.

L'état de l'immeuble collectif est appréhendé au travers de trois variables : taille, bon ou mauvais état, dégradations résultant du vandalisme. Il occupe une place importante dans l'aire urbaine

16. Le prix hédoniste calculé en moyenne France entière à partir de leurs résultats s'établit à 710 euros par an pour une salle de bain et à environ 475 euros par an pour un WC intérieur.

17. Soit près de 50 % de plus que la référence. Ces résultats diffèrent considérablement de Kazmierczak-Cousin (1999), pour qui les logements neufs ne valent que 6 % de plus que la moyenne.

de Paris et dans les grandes aires urbaines de Province, alors que dans les autres types d'aires urbaines le prix hédoniste de ces variables n'est pas significativement différent de zéro. En ce qui concerne la taille, un immeuble de plus de 50 logements a un prix hédoniste fortement négatif dans l'aire urbaine de Paris (- 1 000 euros par an) et dans les grandes aires urbaines de Province (- 800 euros par an). Le bon état de l'immeuble intervient dans ces deux catégories d'aires, avec un prix hédoniste de 350 à 550 euros par an pour la présence d'un attribut qui constitue cette variable (cf. encadré 3). Enfin, les dégradations subies par l'immeuble du fait d'actes de vandalisme déprécient le loyer de plus de 700 euros par an dans l'aire urbaine de Paris, qui est la seule où cet attribut a une valeur significativement négative. Il est probable que la taille de l'immeuble, son état et les dégradations qu'il peut avoir subies sont des attributs liés aux grands ensembles ou aux banlieues à problèmes, qui se rencontrent plus souvent en région parisienne ou dans les grandes métropoles. Cela explique que leur prix hédoniste ne soit significativement non nul que dans ces catégories d'aire urbaine.

Le caractère individuel ou collectif de l'habitat et l'éventuelle présence d'un jardin, enfin n'ont pas un impact aussi important que celui auquel on aurait pu s'attendre. Selon la taille de la commune-centre des aires urbaines, une maison individuelle vaut en effet entre 600 et 820 euros par an de plus qu'un logement dans un immeuble collectif, qui est la modalité de référence (18). Le paramètre correspondant n'est pas

parmi ceux qui sont les plus nettement différents de zéro, ce qui traduit probablement une grande hétérogénéité du parc présentant cet attribut. De plus, les logements locatifs auxquels se limite l'analyse peuvent présenter des caractéristiques différentes de celles des maisons individuelles en propriété. La présence d'un jardin a un prix hédoniste beaucoup plus faible encore. Compte tenu de la taille en général assez réduite de cet attribut, (médiane : de 150 à 200 m²), il n'a pas semblé utile d'en calculer le prix unitaire au mètre carré. Enfin, un garage, souvent associé aux logements individuels mais également présent dans certains immeubles collectifs, a un prix hédoniste compris entre 250 et 800 euros par an selon la taille des communes-centres des aires urbaines, sauf dans celle de Paris (19).

Ces estimations sont sensiblement inférieures à celles des autres études. En effet, l'écart de loyer entre un logement dans un immeuble collectif et une maison individuelle avec un jardin (d'une surface voisine de 200 m² en première approximation), toutes autres choses égales par ailleurs, est d'environ 650 euros par an dans cette étude (20) et d'environ 1 500 euros par an pour l'agglomération de Brest (calcul à partir de

18. Il est même sensiblement inférieur dans deux types d'aire urbaine.

19. Le résultat relatif à l'aire urbaine de Paris présente un mauvais signe, ce qui s'explique probablement par la sous-représentation des logements avec garage dans l'échantillon dans la zone centrale de l'aire : l'échantillon ne comporte, en effet, aucun logement avec garage dans Paris intra-muros et peu en proche banlieue.

Tableau 5
Prix unitaire de la surface habitable selon la taille des logements

Taille du logement	< 40 m ²	40-49 m ²	50-59 m ²	60-69 m ²	70-79 m ²	80-89 m ²	90-99 m ²	≥ 100 m ²
Paris	137,8	89,5	77,5	64,8	65,4	58,0	60,7	50,8
Aires urbaines suivant la taille de la ville-centre (1)								
210 000 à 850 000	62,1	58,9	59,3	59,6	59,2	60,5	62,2	64,4
140 000 à 210 000	39,1	40,8	40,4	42,5	44,9	48,5	51,0	53,7
100 000 à 140 000	69,1	42,5	38,5	30,9	28,4	26,6	25,6	20,8
50 000 à 100 000	52,3	49,1	45,9	47,6	47,6	48,6	46,9	47,6
25 000 à 50 000	41,0	44,7	48,0	51,0	52,4	57,0	57,0	65,5
Moins de 25 000	57,2	51,2	51,0	48,2	47,2	48,2	48,3	47,9
Ensemble (2)	63,0	50,9	46,9	43,4	41,5	39,9	40,2	38,7

1. Nombre d'habitants.
2. Estimation sur l'échantillon national.

Lecture : prix en €/m²/an. Pour chaque type d'aire urbaine et chaque tranche de surface habitable, le prix est la moyenne des valeurs obtenues à partir des paramètres de transformation de Box-Cox (cf. texte, « Du prix hédoniste d'un attribut à son élasticité : une estimation en deux étapes »).

Champ : emménagés récents dans des résidences principales ordinaires du secteur locatif à loyer libre situées en aires urbaines.

Source : enquête Logement 1996, Insee, traitement Inra.

Kazmierczak-Cousin (1999)) ou pour le Val d'Oise (Gravel *et al.*, 2001). Cet écart peut s'expliquer par des biens et des populations différentes de ceux de cet article, dans la mesure où les maisons individuelles retenues par les échantillons de ces études sont en propriété et non pas en location. Les différences entre maison individuelle en propriété et en location peuvent expliquer cet écart. De plus, le résultat est sensible à la spécification retenue (21). Un travail sur les acquisitions récentes est nécessaire pour affiner cette analyse du prix hédoniste des maisons individuelles et des jardins, ces attributs étant plus répandus parmi les logements en propriété que sur le segment locatif que nous avons retenu dans cette étude.

Le coût de l'éloignement du centre serait sous-estimé dans le loyer

Dans la littérature d'économie urbaine, la distance au centre d'emploi et la richesse du voisinage sont les deux variables essentielles pour expliquer les effets de la localisation sur le prix d'un bien résidentiel. Le prix hédoniste de ces deux attributs, puis celui d'autres variables liées à l'environnement du logement permettent de préciser l'influence de la localisation sur le niveau des loyers.

L'économie urbaine considère la distance au centre d'emploi comme l'attribut de localisation le plus important. Son prix hédoniste moyen est estimé à - 74 euros par an et par kilomètre de distance (à vol d'oiseau) au centre de l'aire urbaine. Les résultats, assez différents d'une tranche de taille des communes-centres des aires urbaines à une autre, sont compris entre - 36 et - 166 euros par an et par km. Les différences ne sont significatives qu'entre, d'une part, Paris et les plus grandes aires urbaines de Province et, d'autre part, le reste de la Province. Ces résultats sont fragiles pour deux raisons. La première tient à l'échantillon, puisque plus de la moitié des locataires emménagés récents des aires urbaines habitent dans la commune-centre, pour laquelle la distance de migrations alternantes est calculée forfaitairement (cf. encadré 3), ou dans une commune de banlieue du pôle urbain pour laquelle le mode de calcul (22) est imprécis. La seconde est que l'accessibilité est une variable corrélée à plusieurs autres, qui peuvent être présentes dans la régression (type d'immeuble, garage, jardin, etc.) ou en être absentes (aménités ou nuisances, etc.).

Du fait de cette fragilité, la comparaison entre tranches de taille des communes-centres des aires urbaines est délicate. Le test de Chow indique que le prix de la distance est plus faible dans les grandes aires urbaines (Paris et communes-centres de plus de 210 000 habitants) que dans les autres. Si ce résultat était confirmé par d'autres travaux, il pourrait être attribué à l'efficacité des réseaux de transport en commun des grandes agglomérations. Ces réseaux permettent aux ménages (rappelons que les nôtres sont des ménages de jeunes et de locataires) de moins utiliser leurs véhicules individuels que dans les petites villes de Province, et sont par ailleurs moins coûteux.

Dans les travaux auxquels il est possible de comparer ces résultats, la distance est mesurée avec plus de précision. Gravel *et al.* (2001) analysent finement les distances jusqu'à Paris (en kilomètres et en minutes), à Roissy et à l'accès autoroutier le plus proche ; Kazmierczak-Cousin (1999) dispose, en plus des distances kilométriques, du temps moyen de déplacement d'une commune à l'autre de l'agglomération brestoise. Pour les premiers, un gain d'une minute sur le trajet jusqu'à Paris vaut de 18 à 27 euros par an (selon le mode de transport), auxquels s'ajoutent 9,5 euros par an et par kilomètre. Ce résultat est proche de ceux de cet article si la vitesse moyenne pour se rendre à Paris est de 25 à 30 km/heure. La seconde calcule qu'un rapprochement d'un kilomètre augmente le prix des logements de 0,48 % auquel s'ajoute 0,39 % par minute gagnée (l'estimation de la valeur du temps chez Gravel *et al.* est du même ordre de grandeur : 0,36 à 0,54 % du loyer par minute). Cet article conduit à une augmentation du loyer de 1,5 % par kilomètre de distance, qui, avec une vitesse moyenne de 24 km/heure, est égale à celle de Kazmierczak-Cousin.

Au total, l'ordre de grandeur d'un coût de l'accessibilité de - 70 à - 80 euros par an et par kilomètre paraît plausible. C'est une valeur nettement plus faible que celle calculée à dire d'expert, qui est d'environ 200 euros/km/an (pour un aller et retour durant 230 jours par an, en comptant 1,5 actif par ménage et avec un coût unitaire de 0,30 euros/km établi à partir du barème de l'administration fiscale). Cela voudrait dire que les ménages sous-estiment le coût

20. Il s'agit de la moyenne de cette écart, calculée sur les sept types d'aires urbaines.

21. Avec une spécification différente, Cavailhès et Goffette-Nagot (2002) présentent des valeurs différentes.

22. On retient pour distance au centre la distance entre le centre de la commune de résidence et celui de la commune centre.

des migrations alternantes dans le calcul budgétaire lié à la localisation résidentielle.

Des loyers plus élevés dans les communes les plus « riches »

Le revenu fiscal du voisinage est une autre variable de localisation importante en économie urbaine. Il est lié, en effet, à la qualité des écoles et services publics offerts par les collectivités locales, qui, compte tenu des politiques redistributives, est fonction du revenu des ménages qui contribuent à leur financement par les impôts locaux. En ce sens, l'importance du revenu des résidents d'une commune n'est pas sans effet sur la qualité des services offerts par celle-ci. Par ailleurs, le revenu fiscal reflète également des externalités de voisinage positives (les ménages aisés estiment que avoir des pairs pour voisins représente un avantage) et négatives (ils estiment au contraire pâtir de la proximité de pauvres) (23). Entre le haut du premier quartile et la médiane de la distribution des communes selon le revenu net imposable moyen, l'écart de loyer est de 1 870 euros par an, ce qui représente près de 40 % du loyer moyen. À l'inverse, entre cette commune médiane et une commune située au troisième quartile de la hiérarchie de la richesse des communes, le loyer progresse de 300 euros par an. Enfin, il augmente à nouveau de près de 700 euros par an lorsque l'on passe d'une commune située en haut du troisième quartile à une commune située au début du dernier décile. Au total, entre la commune en haut du premier quartile de la distribution et celle située au début du dernier décile, l'écart (désigné par la suite par Δ 25-90) est de 2 870 euros par an.

Le revenu fiscal s'avère ainsi l'une des variables les plus influentes en dehors des caractéristiques propres du logement : l'écart Δ 25-90 est équivalent à un éloignement de 40 kilomètres, ou bien à l'emménagement dans un immeuble tout à la fois neuf, de moins de 50 logements, en bon état et sans dégradations.

La hiérarchie entre les tranches de taille des communes-centres des aires urbaines paraît logique pour cet attribut : sa valeur est maximale dans l'aire parisienne, où la différence Δ 25-90 vaut 6 460 euros par an, soit presque le montant du loyer : si d'autres attributs ne venaient pas compenser le handicap que représente une localisation dans une commune du premier quartile, le loyer y serait presque nul. Par contre, Δ 25-90 n'est que de 600 euros par an dans les aires urbaines dont la commune-cen-

tre compte moins de 25 000 habitants (15 % du loyer dans une commune médiane) (les valeurs pour les types intermédiaires sont un peu en dents de scie).

Les dégradations de l'immeuble jouent plus sur le loyer que la criminalité

Les attributs se rapportant à l'insécurité (agressions, vols, violences ou cambriolages) n'ont pas le prix hédoniste négatif qu'on aurait pu attendre. Ces variables ont cependant été conservées dans les régressions du tableau 4. Les t de Student indiquent que ces variables ont un paramètre non significativement différent de zéro. C'est un résultat robuste car il reste valide pour les diverses spécifications essayées et pour presque tous les sous-échantillons (le tableau A de l'annexe 3 présente toutefois deux exceptions). Il peut étonner au regard des résultats obtenus pour les États-Unis, où la criminalité a un poids considérable. Elle y est également localisée en des zones très spécifiques, à la fois par leur population résidente et par leurs caractéristiques propres, ce qui est moins le cas en France. En effet, les victimes de tels actes recensées dans l'échantillon ne se distinguent guère de l'ensemble de la population en matière de revenu (+ 2 % par rapport à l'ensemble), de taille du logement (- 1 %) ou d'âge (0 %). Elles habitent dans des communes peu différentes des autres : le revenu imposable par foyer fiscal n'y est que de 0,7 % inférieur à la moyenne, même si elles s'avèrent elles-même un peu plus grandes (+ 9 %) et situées dans de plus grandes aires urbaines (+ 13 %). Dans une analyse en composantes principales, les modalités des variables concernées par la criminalité sont mal projetées, à peu près au centre du nuage de points.

En revanche, les dégradations de l'immeuble affectent peu mais significativement le loyer : d'importantes dégradations de l'immeuble feraient baisser le loyer en moyenne de 170 euros. Cette diminution est un peu plus accentuée lorsque le calcul porte sur l'ensemble des observations : le prix hédoniste est alors de - 243 euros par an (24). C'est la banlieue parisienne qui est principalement responsable de ce résultat : des dégradations d'immeuble dans cette zone tirent plus fortement le loyer vers le bas (- 700 euros par an). Ailleurs, les effets sont

23. Zenou (2004) et Selod (2004) présentent une synthèse en français de l'abondante littérature anglo-saxonne sur ce sujet.

24. Les logements HLM étant, comme on le sait, exclus du champ étudié.

bien moins marqués, au point de ne pas être significativement différents de zéro.

L'explication de l'absence d'effet de la variable « criminalité » sur le loyer peut provenir de ce qu'elle n'est pas anticipée au moment du choix d'un logement. À l'inverse, les dégradations dont l'immeuble est l'objet sont visibles et peuvent être immédiatement interprétées en termes de nuisances.

Ces résultats sont dans l'ensemble cohérents avec d'autres études. Gravel *et al.* (2001) introduisent une variable de criminalité qui n'est que faiblement significative (elle ne l'est pas au seuil de 5 %) et qui a un prix hédoniste faible (- 2,5 euros par an par délit commis pour 1 000 habitants). Gibbons (2002) parvient, pour Londres, à des résultats identiques à ceux de cet article : les dégradations des immeubles déprécient les logements, alors que les crimes répertoriés (essentiellement des cambriolages) sont sans effet sur le loyer. Avec certaines spécifications il obtient même un effet positif, comme dans certaines des estimations présentées ici. Bender *et al.* (1997), à partir d'une étude par comparaison de paires à Genève, montrent que la criminalité est sans effet sur les valeurs immobilières de cette ville. L'Europe apparaît en la matière bien différente des États-Unis où la méthode des prix hédonistes, aussi bien que d'autres méthodes d'évaluation, aboutissent à une variable de criminalité fortement significative (Henderson, 1982 ; Cullen et Levitt, 1999 ; Nechyba et Strauss, 1999). Il est vrai que le taux de criminalité est très différent d'un côté et de l'autre de l'Atlantique.

La zone climatique joue aussi un rôle, un ménage habitant en région méditerranéenne payant un loyer supérieur à la zone dite, selon la classification utilisée par l'Insee, « à climat océanique dégradé », correspondant pour l'essentiel au Bassin parisien (qui est pris comme référence) : + 600 à + 1 100 euros par an environ selon les tranches de taille des communes-centres des aires urbaines (mis à part les plus petites). Le Sud-Ouest (climat océanique doux) semble également entraîner une sur-cote. Ce résultat est moins stable que celui de la zone méditerranéenne : aussi n'a-t-il pas été conservé dans la régression finale. Les autres zones climatiques ont des prix hédonistes plus faibles, qui, lorsqu'ils sont significativement différents de zéro par rapport à la référence, sont sensibles à la spécification de la régression. Cependant, il faudrait analyser plus finement l'impact du climat sur le loyer car il est possible que le résultat

résulte, non pas du climat lui-même, mais d'autres aménités non imputables au climat des zones étudiées.

Les nuisances directement liées à l'urbanisation ont peu d'impact

L'environnement urbain du logement est appréhendé au travers de sept variables ajoutées à la régression centrale du tableau 4. Ces variables concernent dans une large mesure des effets de l'urbanisation, comme les bruits ou la pollution de l'air. En les incluant dans l'équation centrale, nous aurions couru le risque d'interférence entre leur effet propre et celui de variables comme la distance, ou l'appartenance au pôle urbain. Aussi leur apport n'est-il présenté que dans le cas des communes-centres des aires urbaines, ce qui modifie les variables de la régression (cf. annexe 3, tableau A).

Les valeurs des variables de la régression centrale restent proches de celles obtenues précédemment (cf. tableau 4), ce qui montre une remarquable stabilité des résultats à la composition de l'échantillon (on passe de 3 549 observations à 2 007 lorsqu'on se restreint aux communes-centres). Les différences principales entre les deux séries concernent, pour certaines tranches de taille des communes-centres des aires urbaines, le prix de la période de construction de l'immeuble (évidemment très différente entre les communes-centres où l'urbanisation est ancienne et le reste des aires urbaines où elle est plus récente), la présence d'un jardin (plus valorisée dans les communes-centres que dans l'ensemble), les effets du vandalisme dans l'aire parisienne (beaucoup moins marqués dans Paris que dans le reste de l'aire urbaine parisienne) et quelques anomalies (salles de bain et garage dans les aires urbaines dont la commune-centre compte de 100 000 à 140 000 habitants, garage dans celles où elle compte de 50 000 à 100 000 habitants et enfin logement individuel dans celles où elle a moins de 25 000 habitants).

Le prix hédoniste des variables d'environnement introduites dans ces équations est rarement différent de zéro à un seuil de 5 ou 10 %. L'exposition au Sud de la pièce principale fait exception dans deux régressions : l'estimation portant sur l'ensemble des observations et l'aire urbaine de Paris. Une vue donnant sur des usines semble avoir un prix hédoniste négatif (valeurs généralement négatives, mais significativement différente de zéro dans un seul cas) et, à l'inverse, une bonne accessibilité aux services, un prix positif

(mais qui n'est pas significativement non nul). Les bruits, dont les ménages se plaignent souvent, sont sans effet significatif sur le loyer (estimations deux fois négatives, une fois positive au seuil de 10 %), de même que la pollution de l'air (estimations jamais significativement non nulles) ou l'accessibilité à certains services (Poste, magasin d'alimentation et arrêt de transport en commun, cf. encadré 3). Or, Crenner (1996) montre que « *le bruit, la pollution et l'insécurité sont particulièrement ressentis par les ménages habitant en agglomération et sont directement liés aux caractéristiques de la vie urbaine* ». Ceci porte à croire que les ménages, lorsqu'ils choisissent un logement, ne prêtent pas attention à ces caractéristiques (qui peuvent avoir été cachées par les bailleurs et les opérateurs immobiliers), même s'ils s'en plaignent après y avoir emménagé.

En banlieue et dans les couronnes périurbaines, l'environnement pourrait n'avoir que très peu d'impact

De la même manière que pour l'environnement urbain, cinq variables descriptives des banlieues et des couronnes périurbaines ont été introduites. Elles permettent aussi de décrire certains aspects du mode de vie de ces zones : sous-équipement du quartier, sentiers de randonnée et caractéristiques des exploitations agricoles (pourcentage de bois, friches et vignes dans le parcellaire). Les villes-centres des aires urbaines sont exclues de ces estimations. Pour assurer, au moyen d'un nombre suffisant de points, une bonne fiabilité aux résultats, ces communes ont été regroupées en trois grands groupes (Paris, aires dont la ville-centre a plus ou moins de 100 000 habitants). Ces résultats sont variables d'une catégorie de commune à l'autre (avec parfois un changement de signe) et ils sont rarement significativement non nuls (cf. annexe 3, tableau B). Certains attributs ont un prix hédoniste non nul dans une régression faite sur l'ensemble de l'échantillon national (on trouvera des exemples dans Cavailhès et Goffette-Nagot, 2002). Cependant, les conclusions de ce second calcul varient également d'un type d'aire urbaine à l'autre.

L'adjonction de telles variables d'environnement et d'externalités, distinctes de la qualité du voisinage semblent remettre en cause les analyses qui accordent un poids important aux aménités urbaines ou rurales dans la localisation des ménages et la genèse des formes urbaines. Cependant, une telle conclusion reste très fra-

gile, pour six raisons principales : (i) Les variables de l'enquête *Logement* ne constituent pas une mesure exacte des phénomènes en cause : le bruit ou la pollution, par exemple, sont des variables déclaratives et non mesurées objectivement en décibels ou nombre de particules. (ii) Les mêmes variables peuvent prendre des sens différents selon la localisation (ainsi, une dégradation de l'immeuble ne correspond pas aux mêmes critères objectifs en banlieue parisienne et dans une petite ville de Province). (iii) Les variables d'environnement périurbain retenues ne sont qu'une approximation grossière du cadre de vie : elles ne mesurent pas la qualité des paysages, le calme, l'air pur, etc. qui peuvent être des attributs recherchés par les ménages. (iv) L'agrégation de marchés du logement différents peut entraîner un biais d'hétérogénéité. (v) La localisation des biens au niveau de la commune ne permet pas de prendre en compte des effets infra-communaux. (vi) Enfin, le nombre d'observations peut être insuffisant et les résultats seraient peut-être plus significatifs avec des échantillons plus étoffés.

Les ménages aisés choisissent rarement d'habiter le centre-ville

L'économie urbaine explique la localisation des ménages par un arbitrage entre coût de transport et coût foncier du bien résidentiel. Cet arbitrage n'opère pas à l'identique pour tous les ménages, car leur comportement diffère selon leurs caractéristiques socio-démographiques (nombre d'enfants, âge, etc.) et leur revenu, ce dernier aspect ayant particulièrement intéressé les économistes (cf. encadré 4). Le comportement des ménages aisés en la matière se ramène à deux cas schématiques et diamétralement opposés :

Dans le premier cas, ces ménages tendent à privilégier la consommation d'espace résidentiel. Ils choisissent alors d'habiter dans les banlieues ou les ceintures périurbaines, où la rente foncière moins élevée que dans le centre des villes permet une consommation accrue de terrain. On explique souvent ainsi la localisation des ménages riches dans certaines banlieues américaines.

À l'inverse, un habitat éloigné du centre où sont situés la plupart des emplois se traduit par une perte de temps en transport, alors que le coût d'opportunité du temps est élevé pour les catégories sociales supérieures. Dans ce cas, celles-ci choisissent un habitat central pour économiser leur temps. Tel serait le modèle des villes européennes.

Dans un monde sans externalités, la comparaison des élasticités revenu de la demande d'espace résidentiel et de la demande d'accessibilité pourrait fournir des éléments d'explication au fait que les ménages à haut et à bas revenu se localisent plutôt dans le centre ou en périphérie des villes. Ce qui semble confirmé par l'approche théorique, dont la première en date est celle de Wheaton qui a donné en 1977 la démonstration et la confirmation empirique de la proposition suivante : « si la demande de [bien résidentiel] est plus élastique en le revenu que celle du coût marginal de transport, alors une augmentation du revenu réduit la pente du gradient de rente foncière. Cette assertion suggère que les riches vont se localiser plus loin du centre. Si le coût marginal de transport est plus élastique, la variation des enchères foncières en fonction du revenu du centre vers la périphérie est plus marquée, et les riches se localisent près du centre urbain ».

Un tel arbitrage est fréquent en économie urbaine (Anas *et al.*, 1998 ; Brueckner *et al.*, 1999 ; Glaeser *et al.*, 2000). On en donne ici une démonstration qui s'inspire de celles de Diamond (1980) et de Brueckner *et al.* (1999) (cf. encadré 4). Le cas retenu par ces auteurs est celui de villes avec aménités, cas plus général que celui de Wheaton (1977). Cependant, les estimations de la première étape ayant montré que le prix hédoniste des aménités semblait négligeable, on s'en tient ensuite au mécanisme simplifié (sans aménité) de Wheaton.

Ainsi est-on amené à estimer l'élasticité revenu de la demande de deux attributs : la demande de surface habitable et celle d'accessibilité (25).

Les tentatives faites pour estimer ces deux élasticités revenu ne donnent pas de résultats concluants. Ainsi Wheaton (1977) aboutit-il à la conclusion suivante : « les résultats de cette étude suggèrent fortement que ces deux élasticités sont très voisines, si proches que les enchères foncières des groupes différents en leur revenu sont presque identiques. L'équilibre spatial qui résulte de ces écarts d'enchères foncières n'est pas robuste. Il est sensible à des modifications des paramètres de la fonction d'utilité si faibles qu'elles peuvent résulter du hasard ». Ces conclusions sont malheureusement confirmées par d'autres études. Il n'existe sans doute pas de travaux de ce type portant sur des pays européens, à l'exception de celui de Cheshire et Sheppard (1998) pour la ville de Reading. Si bien que l'idée courante d'une élasticité revenu de demande d'accessibilité inférieure à celle du

bien résidentiel aux États-Unis et d'une relation inverse en Europe, conduisant les ménages aisés à habiter en périphérie dans le premier cas et au centre des villes dans le second, est une idée qui ne repose pas sur des résultats statistiques. L'estimation de ces deux élasticités à partir des résultats de la seconde étape de la démarche hédoniste, est donc susceptible d'apporter quelques éléments à ce débat.

Au cours de la première étape, les prix hédonistes ont été estimés pour sept tranches de taille des communes-centres des aires urbaines (cf. annexe 2). Les élasticités de la demande sont estimées pour la France entière (par empilage des sept types), pour les ménages dont la personne de référence est active, les étudiants et les retraités étant éliminés (cf. *supra*, « Un échantillon articulé sur les aires urbaines »). Le contrôle des caractéristiques des ménages repose sur le nombre d'unités de consommation (26).

Sauf dans les très grandes villes, les ménages aisés préfèrent la banlieue

Les élasticités prix et revenu sont obtenues dans des régressions sans termes croisés, de la forme : $\log x_i = \beta_0 + \beta_1 \log p_i + \beta_2 \log W_D + \dots$, où x_i ($i = 1, 2$) est la quantité de surface habitable ou d'accessibilité, p_i son prix, W_D le revenu disponible après impôt et où les points de suspension indiquent que des variables de contrôle s'ajoutent. Ces équations sont estimées par les moindres carrés ordinaires (MCO) ou par la méthode instrumentale (cf. encadré 2). Les β_i donnent directement les élasticités.

Les résultats de ces estimations sont assez stables. En effet, en utilisant une ou plusieurs variables de contrôle, les élasticités prix restent presque identiques alors que les élasticités revenu diminuent légèrement, mais la hiérarchie reste inchangée. Les résultats avec ou sans projection des variables explicatives sont pratique-

25. Ce sont les seuls attributs de la demande dont on donne une estimation de l'élasticité revenu. Cela est justifié par leur importance au regard de l'arbitrage centre/périphérie ci-dessus discuté. Par ailleurs, des estimations portant sur un plus grand nombre d'attributs donnent des résultats peu fiables du fait, d'une part, de colinéarités entre les prix hédonistes de ces attributs, qui sont à ce stade les variables explicatives de la seconde étape et, d'autre part, de parts budgétaires très petites, qui interviennent au dénominateur dans le calcul des élasticités, ce qui rend celles-ci très sensibles à de petites variations de la part d'un attribut dans le budget.

26. D'autres variables de contrôle ont été essayées, qui ne modifient pas les résultats : âge de la personne de référence, nombre d'actifs du ménage.

ment identiques (sauf pour l'élasticité prix de la demande d'accessibilité) (cf. tableau 6). Ceci conduit à ne retenir que le nombre d'unités de consommation (UC) comme variable de contrôle et à utiliser les MCO dans les estimations d'un système de demande. En effet, les colinéarités entre les prix hédonistes sont assez fortes lorsqu'ils sont projetés sur des instruments,

alors qu'elles sont nettement plus faibles sans projection (cf. encadré 2).

Les élasticités prix des deux biens sont voisines de -0,5. Cette valeur ne détonne pas par rapport à celles de la littérature anglo-saxonne. Les élasticités revenu sont faibles, environ 0,2 à 0,3 pour la surface habitable et 0,1 à 0,2 pour celle

Encadré 4

LOCALISATION DES MÉNAGES AISÉS ET ÉLASTICITÉ REVENU DE LA DEMANDE (ACCESSIBILITÉ ET BIEN RÉSIDENTIEL)

Diamond (1980) étudie un consommateur qui maximise une fonction d'utilité $U(Z, S, A)$ dépendant d'un bien composite non spatial Z (choisi comme numéraire), d'un bien résidentiel S et d'aménités A , sous une contrainte budgétaire $W - T(x) = Z + RS$ où W est le revenu disponible, $T(x)$ le coût des migrations alternantes et R le prix unitaire du bien résidentiel. La condition du premier ordre habituelle en microéconomie, conduit à l'enchère foncière du ménage $\Psi(x)$ en x :

$$\frac{\partial \Psi}{\partial x} = -\frac{1}{S} \left[\frac{\partial T(x)}{\partial x} + \frac{\partial Z}{\partial x} \right] = -\frac{1}{S} \left[\frac{\partial T(x)}{\partial x} + \frac{\partial Z}{\partial A(x)} \frac{\partial A(x)}{\partial x} \right] \quad (1)$$

Il s'agit ensuite, en suivant la méthode de Fujita (1989) illustrée par le schéma ci-dessous, d'examiner les pentes des différentes courbes d'enchère en un point x et pour $d = 0$: plus la pente de la fonction d'enchère par rapport au revenu sera forte, plus les ménages aisés se localiseront au centre. On déduit de (1)

$$\left. \frac{\partial \left(\frac{\partial \Psi}{\partial x} \right)}{\partial W} \right|_{d\Psi=0} = \frac{1}{S} \left[\frac{\partial T'}{\partial W} - \frac{\partial S}{\partial W} \left(T' + \frac{\partial Z}{\partial A} \frac{\partial A}{\partial x} \right) \right] = \frac{1}{S} \left[\frac{\partial T'}{\partial W} - \frac{\partial S}{\partial W} (T' + V') \right] \quad (2)$$

$$= \frac{T'}{SW} \left[\frac{\partial T' W}{\partial W T'} - \frac{\partial S W}{\partial W S} \left(1 + \frac{V'}{T'} \right) \right]$$

Le premier terme entre crochets est l'élasticité revenu de la demande d'accessibilité, le second est le produit de l'élasticité revenu de la demande de bien résidentiel et d'un terme qui fait intervenir les aménités, qui est égal à l'unité si celles-ci sont constantes selon x . Telle est l'hypothèse retenue au vu des résultats de la première étape. Dans ce cas, le signe de (2) dépend de

$$\text{celui de : } \frac{\partial T' W}{\partial W T'} - \frac{\partial S W}{\partial W S} = \sigma_a - \sigma_s$$

en appelant σ_a l'élasticité revenu de la demande d'accessibilité et σ_s celle de la demande de bien résidentiel.

Brueckner *et al.* (1999) obtiennent le même résultat en différenciant selon x une fonction d'utilité, soit, avec les mêmes notations que précédemment :

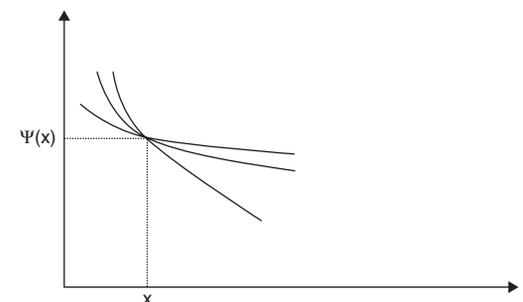
$$U(Z, S, A) = U[W - tx - SR, S, A]$$

soit :

$$-[t + R'S + RS']u^Z + S'u^S + A'u^A \quad (3)$$

où les exposants désignent les dérivées partielles de la fonction d'utilité par rapport à chaque bien. En utilisant la condition du premier ordre ($u^S = Ru^Z$), ils éliminent S de (3) ce qui, après réarrangement, conduit à : $R_3 = -t/S + A'u^A/Su^Z$. On suppose, comme précédemment, les aménités constantes dans l'espace, mais en introduisant deux types de ménages, « riches » (indice 1) et « pauvres » (0). Ainsi devient-il possible de déterminer lequel des deux groupes se localise au centre. Les riches ont un revenu supérieur ($W_1 > W_0$) et un coût unitaire de migrations alternantes également supérieur du fait du coût d'opportunité du temps ($t_1 > t_0$). La rente foncière est la même des deux côtés de la frontière, noté \hat{x} , qui sépare les deux groupes. La localisation des riches et des pauvres dépend de la pente de leurs fonctions d'enchère foncière en ce point, $R_3(\hat{x})$. Si $R_1'(\hat{x}) > R_0'(\hat{x})$, les ménages pauvres emportent l'enchère foncière pour $0 < x < \hat{x}$ (ils se localisent au centre) et les riches enchérissent plus que les pauvres pour $x > \hat{x}$ (localisation périphérique) ; c'est évidemment l'inverse lorsque $R'(\hat{x}_1) < R'(\hat{x}_0)$. Il suffit donc d'étudier le signe de la différence $\Delta \equiv R_1'(\hat{x}) - R_0'(\hat{x})$ pour connaître la localisation des deux groupes, ce qui conduit très simplement à la conclusion suivante : « si t augmente moins vite que S quand le revenu s'accroît, alors $t_0/S_0(\hat{x}) > t_1/S_1(\hat{x})$ et $\Delta > 0$, ce qui implique que les riches vivent dans les banlieues. Si t augmente plus vite que S quand le revenu augmente, on a $t_0/S_0(\hat{x}) < t_1/S_1(\hat{x})$ et $\Delta < 0$ ce qui implique que les riches vivent au centre » (Brueckner *et al.*, 1999, p. 97).

Schéma



d'accessibilité, la première étant toujours supérieure à la seconde.

On s'est placé dans un cadre plus général en estimant un système de demande à deux attributs, pour l'ensemble de la population étudiée et pour deux catégories sociales : cadres et professions intellectuelles supérieures et ouvriers. Cela permet d'estimer des élasticité prix directes (variation de la consommation d'un des attributs en réaction à la variation de son prix) et croisées (variation de la quantité d'un attribut en réaction à la variation du prix de l'autre). Les élasticité prix croisées sont nulles pour l'ensemble des actifs et pour les ouvriers, ce qui signifie que les deux biens ne sont ni substituables ni complémentaires. Dans ce cas, les estimations d'un système de demande, même réduit à deux biens, ne diffèrent pas de celles portant sur chacun des biens pris séparément. On le vérifie assez bien en rapprochant les tableaux 6 et 7. Par contre, pour les cadres, les deux biens sont substituables : lorsque le prix de l'accessi-

bilité augmente de 1 %, la consommation de surface habitable augmente de 1,3 % et lorsque le prix de la surface habitable augmente, la consommation d'accessibilité augmente légèrement.

Pour l'ensemble des actifs, l'élasticité prix directe de la demande de surface habitable est voisine de - 0,4 et celle d'accessibilité égale à - 0,6. Le fait que l'élasticité revenu de la demande de surface habitable (0,25) est deux fois plus forte que celle d'accessibilité (0,12) aide à éclairer l'arbitrage entre accessibilité et consommation d'espace. Ces deux valeurs sont faibles : les deux biens sont normaux au sens où leur consommation augmente avec le revenu), mais leur consommation est peu sensible aux variations du revenu.

Dans les deux estimations, l'élasticité revenu de la demande de surface habitable est supérieure à celle de la demande d'accessibilité. Cela confirme les thèses de Wheaton (1977), Diamond

Tableau 6
Élasticité prix et revenu de la demande de surface habitable et d'accessibilité (estimation directe)

Méthode utilisée pour la régression	Surface habitable		Accessibilité	
	Élasticité prix directe	Élasticité revenu	Élasticité prix directe	Élasticité revenu
MCO, pas de variables de contrôle	- 0,60	0,39	- 0,48	0,20
MCO, contrôle : nombre d'unités de consommation	- 0,53	0,28	- 0,54	0,11
MCO, contrôle : quatre variables	- 0,54	0,29	- 0,55	0,12
IV, contrôle : nombre d'unités de consommation	- 0,54	0,27	- 0,75	0,13

Lecture : IV, contrôle par la méthode des variables instrumentales décrite à l'encadré 2.

Champ : emménagés récents dans des résidences principales ordinaires du secteur locatif à loyer libre situées en aires urbaines.

Source : enquête Logement 1996, Insee, traitement Inra.

Tableau 7
Élasticité prix et revenu de la demande de surface habitable et d'accessibilité (système de demande)

	Élasticité prix		Élasticité revenu
	Surface habitable	Accessibilité	
Ensemble des actifs			
Demande de surface habitable	- 0,38	0,04	0,25
Demande d'accessibilité	0,09	- 0,60	0,12
Cadres et professions intellectuelles supérieures			
Demande de surface habitable	- 0,18	1,34	0,27
Demande d'accessibilité	0,26	- 0,47	0,11
Ouvriers			
Demande de surface habitable	- 0,35	- 0,01	0,22
Demande d'accessibilité	0,08	- 0,62	0,30

Lecture : Lorsque le prix de la surface habitable augmente de 1 %, la quantité de surface habitable consommée diminue de 0,38 % et celle d'accessibilité augmente de 0,04 %. Lorsque le revenu augmente de 1 %, la quantité de surface habitable consommée augmente de 0,25 %.

Champ : emménagés récents dans des résidences principales ordinaires du secteur locatif à loyer libre situées en aires urbaines.

Source : enquête Logement 1996, Insee, traitement Inra.

(1980) et Fujita (1989), suivant lesquelles les ménages aisés se localisent plutôt en périphérie des villes qu'au centre (27). Ce que confirment les élasticités estimées séparément pour les catégories sociales supérieures et pour les ouvriers. Ces valeurs suggèrent la localisation en centre-ville des ouvriers plus attachés à l'accessibilité qu'à la surface de leur logement, et, à l'inverse, la préférence pour la périphérie des cadres plus soucieux de disposer de place (cf. tableau 7).

L'observation de la répartition des ménages selon le revenu net imposable confirme que les ménages aisés habitent plutôt les communes de banlieue des pôles urbains ou les communes périurbaines proches de ces dernières (Cavailhès et Goffette-Nagot, 2003 ; Cavailhès et Selod, 2003 ; Mariette, 2003 ; Rouxel, 2003) : « *Au sein des aires urbaines (hormis celle de Paris dont la taille est exceptionnelle), les ménages aisés optent souvent pour une résidence dans une commune périphérique, pour bénéficier de plus d'espace et de verdure. Con-*

27. À condition, bien entendu, que n'interviennent pas d'autres facteurs tels que l'hétérogénéité de l'espace, l'héritage de l'histoire, etc.

28. Les variables disponibles dans les enquêtes Logement ne permettent pas d'introduire des indicateurs d'aménités aussi précis.

séquence de ces stratégies résidentielles, les revenus médians au sein des aires urbaines sont en général plus élevés dans les communes périurbaines que dans les pôles urbains » (Rouxel, 2003). L'aire urbaine de Paris fait exception (quelques grandes villes de Province sont dans un cas similaire) : le revenu moyen de Paris *intra-muros* (ou de la commune-centre de ces métropoles) est supérieur à celui du reste du pôle urbain, malgré l'hétérogénéité des vingt arrondissements de la capitale. Les aménités architecturales, la qualité du cadre de vie des centres-villes et la vie culturelle et sociale (les aménités « modernes » pour Brueckner *et al.* (1999)) (28) sont suffisamment importantes pour attirer des ménages riches dans le centre chargé d'histoire de ces villes. Pour de tels ménages, en effet, l'élasticité revenu est plus importante pour de telles aménités que pour la surface habitable. Ailleurs, c'est-à-dire dans la grande majorité des métropoles françaises, les aménités des lieux n'introduisent probablement pas une aussi forte hétérogénéité de l'espace urbain et les communes-centres des aires urbaines sont plutôt délaissées par les ménages à haut revenu, qui choisissent d'habiter un peu en périphérie, dans des communes de banlieue ou dans des communes périurbaines proches – ainsi se constituent les « banlieues huppées », si recherchées par les revenus élevés. □

BIBLIOGRAPHIE

Anas A., Arnott R. et Small K.A. (1998), « Urban Spatial Structure », *Journal of Economic Literature*, n° 36, pp. 1426-1464.

Beckerich C. (2001), *Biens publics et valeurs immobilières*, Paris, ADEF (Association pour le Développement des Études Foncières).

Bender A., Din A., Favarger P., Hoesli M. et Laakso J. (1997), « An Analysis of Perceptions Concerning the Environmental Quality of Housing in Geneva », *Urban Studies*, n° 34, pp. 503-513.

Box G. et Cox D. (1964), « An Analysis of Transformations », *Journal Of the Royal Statistical Society Serie B*, pp. 211-264.

Brown J.N. et Rosen H.S. (1982), « On the Estimation of Structural Hedonic Price Models », *Econometrica*, n° 50, pp. 765-768.

Brueckner J.K., Thisse J.F. et Zénou Y. (1999), « Why is Central Paris Rich and Downtown

Detroit Poor? An Amenity-Based Theory », *European Economic Review*, n° 43, pp. 91-107.

Caruso G. (2002), *La diversité des formes de la périurbanisation en Europe*, in Perrier-Cornet Ph. (éd.). *Repenser les campagnes*, Éditions de l'Aube, Datar, pp. 67-99.

Cassel E. et Mendelsohn R. (1985), « The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations : Comment », *Journal of Urban Economics*, n° 18, pp. 135-142.

Cavailhès J. et Goffette-Nagot F. (2001), « Logement et localisation résidentielle dans l'espace urbain et rural en France ». *Évolutions 1984-1996*, vol. 1, Dijon, Inra-ESR, document de recherche n° 57.

Cavailhès J. et Goffette-Nagot F. (2002), « Logement et localisation résidentielle dans l'espace urbain et rural en France ». *Évolutions 1984-1996*, vol. 2, Dijon, Inra-ESR, document de recherche n° 58.

- Cavailhès J. et Goffette-Nagot F. (2003)**, « Parc de logements et revenus dans les aires urbaines », in Pumain D. et Mattei M.-F., *Données urbaines*, Paris, Éditions Anthropos, pp. 181-197.
- Cavailhès J. et Sélod H. (2003)**, « Ségrégation sociale et périurbanisation », *Inra Sciences Sociales*, n° 1-2, pp. 1-2.
- Cavailhès J. et Schmitt B. (2002)**, « Les mobilités résidentielles entre villes et campagnes », in P. Perrier-Cornet (dir.), *Repenser les campagnes*, Éditions de l'Aube-Datar, pp. 35-65.
- Chattopadhyay S. (1998)**, « An Empirical Investigation into the Performance of Ellickson's Random Bidding Model, with an Application to Air Quality Valuation », *Journal of Urban Economics*, n° 43, pp. 292-314.
- Cheshire P. et Sheppard S. (1998)**, « Estimating the Demand for Housing, Land, and Neighbourhood Characteristics », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n° 60, pp. 357-382.
- Cheshire P. et Sheppard S. (2002)**, « The Welfare Economics of Land use Planning », *Journal of Urban Economics*, n° 52, pp. 242-269.
- Christensen L.R., Jorgenson D.W. et Lau L.J. (1975)**, « Transcendental Logarithmic Utility Functions », *American Economic Review*, n° 65, pp. 367-383.
- Colwell P.F. et Munneke H.J. (1997)**, « The Structure of Urban Land Prices », *Journal of Urban Economics*, n° 21, pp. 321-336.
- Court L.M. (1941)**, « On the Estimation of Structural Hedonic Price Models », *Econometrica*, n° 9, pp. 135-162.
- Crenner E. (1996)**, « Le cadre de vie, comment le perçoit-on ? », *Insee Première*, n° 476.
- Cullen J.B. et Levitt S.D. (1999)**, « Crime, Urban Flight, and the Consequences for Cities », *Review of Economics and Statistics*, n° 81, pp. 159-169.
- Deaton A. et Muellbauer J. (1980)**, « An Almost Ideal Demand System », *American Economic Review*, n° 70, pp. 312-326.
- Diamond D.B. (1980)**, « Income and Residential Location : Muth Revisited », *Urban Studies*, n° 17, pp. 1-12.
- Epple D. (1987)**, « Hedonic Prices and Implicit Markets : Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products », *Journal of Political Economy*, n° 95, pp. 59-80.
- Follain J.R. et Jimenez E. (1985)**, « Estimating the Demand for Housing Characteristics », *Regional Science and Urban Economics*, n° 15, pp. 77-107.
- Freeman A.M. (1979)**, « Hedonic Prices, Property Values and Measuring Environmental Benefits : A Survey of the Issues », *Scandinavian Journal of Economics*, n° 81 pp. 154-171.
- Fujita M. (1989)**, *Urban Economic Theory. Land Use and City Size*, Cambridge University Press.
- Fuss M. et Mc Fadden D. (1978)**, *Production Economics : A Dual Approach to Theory and Applications*, Amsterdam, New York, North Holland.
- Glaeser E.L. et Maré D.C. (2001)**, « Cities and Skills », *Journal of Labour Economics*, n° 19, pp. 316-342.
- Glaeser E.L., Kahn M.E. et Rapport J. (2000)**, « Why do the Poor Live in Cities ? », Cambridge, National bureau of Economic Research, Working Paper 7636.
- Gibbons S. (2002)**, « The Costs of Urban Property Crime », Londres, London School of Economics, Discussion paper n° 574, 33 p.
- Goffette-Nagot F. (2000)**, « Urban Spread Beyond the City Edge », in J.M. Huriot and J.F. Thisse (eds) : *Economics of Cities. Theoretical Perspectives*, Cambridge University Press, pp. 318-340.
- Gravel N., Trannoy A. et Michelangeli A. (2001)**, « Measuring the Social Value of Local Public Goods : Hedonic Analysis within Paris Metropolitan Area », document de travail, Marseille, IDEP-GREQAM et Université Paul Valéry.
- Griliches Z. (1961)**, *Hedonic Prices Indexes for Automobiles : An Econometric Analysis of Quality Change*, Price Statistic of the Federal Government.
- Halvorsen R. et Pollakowki H.O. (1981)**, « Choice of Functional Form Hedonic Price Equations », *Journal of Urban Economics*, n° 10, pp. 37-49.
- Henderson J.V. (1982)**, « Evaluating Consumer Amenities and Interregional Welfare

Differences », *Journal of Urban Economics*, n° 11, pp. 32-59.

Kazmierczak-Cousin S. (1999), *L'évaluation des fonctions d'enchères des ménages : les agglomérations lilloise et brestoise*, Thèse de doctorat, Université de Lille.

Lancaster K. J. (1966), « A new Approach to Consumer Theory », *Journal of Political Economy*, n° 74, pp. 132-156.

Letombe G. et Zuindeau B. (2001), « L'impact des friches industrielles sur les valeurs immobilières : une application de la méthode des prix hédonistes à l'arrondissement de Lens (Nord Pas de Calais) », *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, n° 4, pp. 605-624.

Marchand O. et Skhiri E. (1995), « Prix hédoniques et estimation d'un modèle structurel d'offre et de demande de caractéristiques », *Économie et Prévision*, n° 121, pp. 127-139.

Mariette V. (2003), « Une approche spatiale des inégalités à l'aide d'indicateurs localisés sur les revenus fiscaux déclarés par les ménages », Lyon, colloque ASRDLF, 1-3 septembre.

Napoleone C., Geniaux G., Jouve A.-M., Morge D. et Raymond V. (2002), *Étude des interactions entre dynamique des prix fonciers et stratégies des acteurs en périurbain*, Aix-en-Provence, CEMA-GREF.

Nechyba T.J. et Strauss R.P. (1999), « Community Choice and Local Public Services : A Discrete Choice Approach », *Regional Science and Urban Economics*, n° 28, pp. 51-73.

Ravallion M. et Van de Walle D. (1991), « Urban-Rural Cost-of-living Differentials in a Developing Economy », *Journal of Urban Economics*, n° 29, pp. 113-127.

Rignols É. (2002), « La consommation des ménages depuis quarante ans », *Insee Première*, n° 832.

Robert-Bobée I. (2002), « Parmi les jeunes ne vivant plus chez leurs parents, les étudiants sont les plus aidés », *Insee Première*, n° 826.

Rosen S. (1974), « Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition », *Journal of Political Economy*, n° 82, pp. 34-55.

Rouxel M. (2003), « La carte de France des revenus déclarés », *Insee Première*, n° 900.

Selod H. (2004), « La mixité sociale et économique », in *Villes et Économie*, Institut des Villes, La Documentation Française, pp. 109-128.

Sheppard S. (1999), « Hedonic Analysis of Housing Markets », in E.S. Mills and P. Cheshire (eds) *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 3, *Applied Urban Economics* : 1595-1635.

Waugh E.V. (1929), *Quality as a Determinant of Vegetable Prices*, Columbia University Press, New York.

Wheaton C.W. (1977), « Income and Urban Residence : An Analysis of Consumer Demand for Location », *Urban Studies*, n° 67, pp. 620-631.

Witte A.D., Sumka H.J. et Erekson H. (1979), « An Estimate of a Structural Hedonic Price Model of the Housing Market : An Application of Rosen's Theory of Implicit Markets », *Econometrica*, n° 47, pp. 1151-1173.

Zenou Y. (2004), « Les inégalités dans la ville », in *Villes et Économie*, Institut des Villes, La Documentation Française, pp. 109-128.

TESTS DE CHOW

Les tests ont été effectués sur des équations où les paramètres des transformations de Box Cox ont été contraints à des valeurs identiques, égales à la moyenne des valeurs obtenues dans les estimations faites sur les deux sous-échantillons à comparer, en utilisant la méthode instrumentale.

Pour ce qui concerne l'hétérogénéité des segments collectif et individuel du parc de logements (le test n'a pu être mis en œuvre pour l'aire urbaine de Paris ni pour celles dont la ville-centre a entre 140 et 210 000 habitants, le nombre de logements individuels étant trop restreint), on observe une hétérogénéité pour les variables suivantes : période de construction après 1989 (aires urbaines (AU) de 210 à 850 milliers d'habitants (Kh)), 1982-89 (AU 210-850 ; 100-140 ; 50-100), 1975-82 et 1915-48 (AU 100-140), surface habitable (AU 100-140), salles de bain (AU < 25), état du logement (AU 210-850), jardin (AU 100-140), criminalité (AU 100-140), commune périurbaine (AU 25-50) et région méditerranéenne (AU < 25). L'hypothèse d'homogénéité des deux segments n'est donc strictement vérifiée pour aucune tranche de taille des aires urbaines. Cependant, on ne compte que 13 paramètres significatifs, qui concernent surtout les aires urbaines dont la ville-centre compte de 100 à 140 000 habitants.

L'hétérogénéité des aires urbaines selon la taille de la commune-centre est analysée par des tests effectués pour les aires urbaines prises deux à deux, dans l'ordre de contiguïté. Des tests portant sur des aires urbaines non contiguës en taille, non reportés ici, montrent un nombre de paramètres significativement différents plus élevé, conduisant à la conclusion que l'estimation sur l'échantillon national peut être entachée d'un biais d'hétérogénéité assez important.

Le prix hédoniste de la surface habitable est significativement supérieur dans l'aire urbaine de Paris au prix de la Province. Celui des pièces d'eau varie sensiblement, deux valeurs hautes (AU 50-100 et AU < 25) encadrant deux valeurs basses (AU 100-140 et 25-50). L'état du logement a un prix significativement bas dans les aires urbaines ayant entre 100 et 210 000 habitants. Le prix négatif des grands ensembles connaît une rupture significative qui oppose les grandes aires urbaines (Paris et plus de 210 000 habitants dans la commune-centre) aux petites et le prix de l'accessibilité est également marqué par la même rupture. La présence d'un jardin a un prix en dents de scie. Le résultat concernant le revenu fiscal communal n'est pas interprétable (le test porte sur les paramètres un à un alors que le revenu fiscal intervient par deux variables, linéaire et quadratique).

ESTIMATIONS SELON DIFFÉRENTS MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES

Type de modèle utilisé	Aire urbaine de Paris						Aires urbaines : ville-centre de 210 à 850 000 habitants												
	Box-Cox + méthode instrumentale		log-log + MCO		log-log + méthode instrumentale		log-log + méthode instrumentale		log-log + MCO		log-log + méthode instrumentale		log-log + MCO						
	Para- mètre (1a)	T Stud. (2a)	Prix hédoniste (3a)	Para- mètre (4a)	T Stud. (5a)	Para- mètre (6a)	écart- type (7a)	Para- mètre (8a)	écart- type (9a)	Para- mètre (1b)	T Stud. (2b)	Prix hédoniste (3b)	Para- mètre (4b)	T Stud. (5b)	Para- mètre (6b)	écart- type (7b)	Para- mètre (8b)	écart- type (9b)	
Paramètre Box-Cox loyer	0,16									0,31									
Paramètre Box-Cox surface	-0,1									0,70									
Surface	3,876	13,2	98	0,469	15,1	0,478	0,038	-41		0,604	14,0	60	0,354	14,6	0,392	0,030	-55	-42	
Salles bain + WC	0,628	6,2	960	0,067	3,4	0,108	0,019	-56		2,506	6,1	820	0,073	4,3	0,102	0,018	-60	-45	
Logement en bon état	0,264	3,9	404	0,032	2,5	0,048	0,013	-51		1,478	5,5	483	0,059	5,4	0,061	0,012	-45	-44	
Construction immeuble : après 1989	1,307	4,5	1 999	0,203	3,7	0,242	0,055	-37		7,749	8,5	2 535	0,305	8,1	0,328	0,039	-46	-43	
Construction immeuble : 1982-1989	1,150	3,4	1 758	0,143	2,3	0,211	0,064	-49		6,254	6,1	2 046	0,280	6,6	0,264	0,044	-39	-43	
Construction immeuble : 1975-1981	0,659	2,1	1 007	0,061	1,0	0,128	0,060	-62		4,683	4,5	1 532	0,198	4,7	0,197	0,044	-42	-43	
Construction immeuble : 1949-1974	Ref.			Ref.		Ref.				Ref.			Ref.		Ref.				
Construction immeuble : 1915-1948	0,236	1,1	361	0,034	0,8	0,030	0,042	-41		1,461	1,9	478	0,045	1,4	0,052	0,033	-58	-52	
Construction immeuble : avant 1914	0,773	3,7	1 183	0,166	4,2	0,133	0,040	-12		2,499	3,3	818	0,073	2,4	0,097	0,032	-60	-48	
Immeuble en bon état	0,363	4,1	555	0,075	4,6	0,066	0,017	-16		1,036	3,6	339	0,040	3,3	0,045	0,013	-48	-41	
Dégradations vandalisme	-0,479	-2,4	-733	-0,088	-2,3	-0,097	0,038	-25		-0,495	-0,8	-162	-0,011	-0,4	-0,020	0,027	-70	-44	
Immeuble > 50 logements	-0,672	-3,2	-1 027	-0,080	-2,0	-0,131	0,040	-51		-2,407	-3,4	-788	-0,070	-2,4	-0,104	0,031	-60	-41	
Garage	-0,313	-1,1	-479	0,001	0,0	-0,057	0,052	-102		1,415	2,1	463	0,054	2,0	0,057	0,029	-48	-45	
Logement individuel	0,521	1,6	797	0,052	0,9	0,092	0,060	-59		2,606	3,2	852	0,138	4,1	0,104	0,035	-28	-46	
Présence d'un jardin	0,007	0,4	10	-0,001	-0,3	0,001	0,003	-159		0,081	1,9	27	0,002	1,2	0,002	0,002	-65	-59	
Revenu fiscal de la commune	-0,164	-2,3		0,006	3,9	-0,027	0,014			0,961	3,6	-941	0,032	7,5	0,044	0,012			
Revenu fiscal de la commune	0,001	2,8		0,000	-2,5	0,000	0,000			-0,005	-3,2	47	0,000	-6,5	0,000	0,000			
Problèmes ressentis dans le quartier	-0,080	-1,2	-122	-0,010	-0,8	-0,014	0,012	-49		-0,176	-0,8	-57	-0,013	-1,6	-0,010	0,009	6	-25	
Criminalité dans le quartier	0,109	0,8	166	0,009	0,4	0,020	0,026	-65		-0,360	-0,8	-118	0,003	0,2	-0,019	0,020	-111	-28	
Région à climat méditerranéen	/		/	0,000	/	0,000	/			2,683	4,6	878	0,132	5,6	0,105	0,025	-33	-47	
Distance à la commune-centre	-0,333	-0,01	-51	-0,006	-3,6	-0,006	0,002	-24		-0,110	-2,7	-36	-0,004	-2,6	-0,004	0,002	-47	-47	
Commune périurbaine	0,088	0,2	134	0,067	0,8	0,015	0,072	214		-2,807	-2,4	-918	-0,085	-1,9	-0,112	0,050	-98	-98	



Type de modèle utilisé	Aire urbaine : ville-centre de 50 à 100 000 habitants de Paris										Aires urbaines : ville-centre de 25 à 50 000 habitants									
	Box-Cox + méthode instrumentale					log-log + méthode instrumentale					log-log + méthode instrumentale					log-log + méthode instrumentale				
	Para- mètre	T Stud.	Prix hédoniste	Paramètre	T Stud.	écart-type	log-log + méthode instrumentale	Para- mètre	T Stud.	Prix hédoniste	Paramètre	T Stud.	écart-type	log-log + méthode instrumentale						
(1e)	(2e)	(3e)	(4e)	(5e)	(7e)	(8e)	(9e)	(1f)	(2f)	(3f)	(4f)	(5f)	(6f)	(7f)	(8f)	(9f)				
Paramètre Box-Cox loyer	0,30							0,48												
Paramètre Box-Cox surface	0,65							1,15												
Surface	0,577	8,8	48	0,33106	9,2	0,35724	0,04452	0,364	6,5	51	0,341	6,8	0,325	0,060	-60	-57				
Salles bain + WC	3,239	5,7	1 127	0,13355	4,9	0,15458	0,02714	6,730	1,8	507	0,035	1,1	0,058	0,037	-70	-53				
Logement en bon état	1,946	5,7	677	0,09105	5,7	0,0944	0,01649	11,617	4,8	874	0,091	4,4	0,092	0,020	-55	-58				
Construction immeuble : après 1989	8,076	6,6	2 810	0,39783	7,0	0,38602	0,05896	41,524	5,1	3 126	0,391	5,7	0,337	0,069	-46	-56				
Construction immeuble : 1982-1989	6,431	4,9	2 237	0,31489	5,0	0,30681	0,06355	38,272	4,3	2 881	0,323	4,2	0,316	0,075	-52	-55				
Construction immeuble : 1975-1981	6,738	5,0	2 344	0,346	5,5	0,31599	0,0646	25,855	3,1	1 946	0,219	3,1	0,210	0,070	-51	-56				
Construction immeuble : 1949-1974	Réf.			Réf.				Réf.					Réf.							
Construction immeuble : 1915-1948	2,056	2,1	715	0,10758	2,4	0,08624	0,04623	7,032	1,1	529	0,059	1,1	0,064	0,053	-52	-51				
Construction immeuble : avant 1914	-0,538	-0,6	-187	-0,00783	-0,2	-0,03147	0,04301	0,059	0,0	4	0,034	0,6	0,010	0,054	3 172	817				
Immeuble en bon état	-0,580	-1,3	-202	-0,02326	-1,1	-0,02831	0,02151	3,440	1,2	259	0,007	0,3	0,022	0,023	-88	-66				
Dégradations vandalisme	-0,084	-0,1	-29	0,0194	0,4	0,0054	0,04889	9,618	1,3	724	0,092	1,5	0,099	0,060	-45	-44				
Immeuble > 50 logements	-0,511	-0,4	-178	-0,00151	0,0	-0,0132	0,0658	5,605	0,5	422	0,042	0,4	0,026	0,096	-57	-75				
Garage	0,982	1,2	342	0,05987	1,5	0,04177	0,04008	10,588	1,9	797	0,061	1,3	0,087	0,046	-67	-56				
Logement individuel	1,854	2,0	645	0,09283	2,1	0,09111	0,04474	8,885	1,5	669	0,023	0,5	0,062	0,050	-85	-63				
Présence d'un jardin	-0,112	-1,1	-39	-0,00688	-1,4	-0,00515	0,0049	1,377	2,5	104	0,010	2,2	0,010	0,005	-58	-60				
Revenu fiscal de la commune	0,655	1,1	228	0,00794	0,6	0,03009	0,02804	-23,701	-4,3	-1 784	0,028	2,4	-0,156	0,046						
Revenu fiscal de la commune	-0,003	-0,9	-1	-0,00001899	-0,3	-0,0001288	0,00076003	0,150	4,6	11	0,000	-1,9	0,001	0,000						
Problèmes ressentis dans le quartier	0,232	0,6	81	0,02776	1,6	0,00903	0,01756	0,218	0,1	16	0,004	0,2	0,006	0,019	9	39				
Criminalité dans le quartier	-0,721	-1,3	-251	-0,04418	-1,6	-0,0334	0,02758	3,922	0,9	295	0,022	0,6	0,037	0,038	-68	-49				
Région à climat méditerranéen	2,791	3,1	971	0,09225	2,2	0,11616	0,04337	14,857	3,0	1 118	0,098	2,3	0,120	0,042	-100	-56				
Distance à la commune-centre	-0,245	-2,6	-85	-0,01066	-3,5	-0,01016	0,00465	-2,207	-4,2	-166	-0,012	-2,8	-0,017	0,004	-68	-57				
Commune périurbaine	0,195	0,2	68	0,02653	0,5	0,01426	0,05671	-8,189	-1,3	-616	-0,090	-1,6	-0,067	0,054	-37	-56				

Type de modèle utilisé	Aires urbaines : ville-centre de moins de 25 000 habitants										Estimation France entière									
	Box-Cox + méthode instrumentale					log-log + méthode instrumentale					log-log + MCO					log-log + méthode instrumentale				
	Para- mètre (1g)	T Stud (2g)	Prix hédoni- ste (3g)	Para- mètre (4g)	T Stud (5g)	Para- mètre (6g)	écart- type (7g)	≠ Prix / Box-Cox méthode instrumentale (%) (8g)	log-log + MCO (9g)	log-log + méthode instru- mentale (10g)	Para- mètre (1h)	T Stud (2h)	Prix hédoni- ste (3h)	Para- mètre (4h)	T Stud (5h)	Para- mètre (6h)	écart- type (7h)	≠ Prix / Box-Cox méthode instrumentale (%) (8h)	log-log + MCO (9h)	log-log + méthode instru- mentale (10h)
Paramètre Box-Cox loyer	0,30																			
Paramètre Box-Cox surface	0,60																			
Surface	0,823	10,4	49	0,350	9,3	0,469	0,048	- 62	- 42	0,445	24,930	48	0,385	29,5	0,418	0,017	- 30	- 20		
Salles bain + WC	2,986	6,0	945	0,131	5,1	0,143	0,025	- 46	- 44	0,449	12,250	638	0,080	8,8	0,103	0,009	- 39	- 25		
Logement en bon état	1,627	4,7	515	0,070	3,9	0,080	0,018	- 47	- 42	0,242	9,850	344	0,056	9,6	0,058	0,006	- 20	- 22		
Construction immeuble : après 1989	7,752	6,1	2453	0,347	5,3	0,373	0,065	- 45	- 43	1,194	13,210	1 696	0,307	14,7	0,285	0,022	- 12	- 22		
Construction immeuble : 1982-1989	3,777	2,7	1195	0,166	2,3	0,176	0,071	- 46	- 45	0,897	8,860	1 273	0,241	10,0	0,211	0,024	- 8	- 23		
Construction immeuble : 1975-1981	5,590	3,9	1769	0,236	3,2	0,267	0,072	- 48	- 44	0,701	7,190	995	0,178	7,7	0,167	0,024	- 13	- 22		
Construction immeuble : 1949-1974																				
Construction immeuble : 1915-1948	0,766	0,8	242	- 0,011	- 0,2	0,030	0,051	- 117	- 54	0,176	2,460	249	0,040	2,3	0,037	0,017	- 22	- 31		
Construction immeuble : avant 1914	- 0,640	- 0,8	- 203	- 0,077	- 1,8	- 0,036	0,042	49	- 34	0,217	3,220	308	0,057	3,6	0,045	0,016	- 10	- 32		
Immeuble en bon état	0,451	1,1	143	0,011	0,5	0,021	0,022	- 69	- 44	0,137	4,770	194	0,030	4,4	0,032	0,007	- 25	- 23		
Dégradations vandalisme	- 0,509	- 0,4	- 161	- 0,030	- 0,5	- 0,025	0,063	- 26	- 41	- 0,171	- 2,560	- 243	- 0,031	- 1,9	- 0,041	0,016	- 39	- 22		
Immeuble > 50 logements	- 1,357	- 0,5	- 429	- 0,125	- 1,0	- 0,076	0,127	13	- 34	- 0,313	- 4,040	- 445	- 0,047	- 2,5	- 0,075	0,019	- 48	- 22		
Garage	0,784	1,0	248	0,061	1,6	0,026	0,040	- 3	- 139	0,211	3,290	300	0,058	3,8	0,052	0,015	- 6	- 20		
Logement individuel	0,628	0,8	199	- 0,017	- 0,4	0,024	0,040	- 133	- 54	0,172	2,430	244	0,025	1,4	0,042	0,017	- 51	- 19		
Présence d'un jardin	0,119	2,4	38	0,006	2,5	0,006	0,002	- 36	- 42	0,019	4,200	27	0,004	3,7	0,004	0,001	- 28	- 23		
Revenu fiscal de la commune	0,159	0,7	50	0,004	0,3	0,006	0,011	- 100	- 53	- 0,108	- 4,870	- 153	0,008	9,2	- 0,020	0,005	- 43	- 21		
Revenu fiscal de la commune	- 0,001	- 0,5	0	0,000	- 0,2	0,000	0,000	- 100	- 58	0,001	7,290	1	0,000	- 5,7	0,000	0,000	- 43	- 21		
Problèmes ressentis dans le quartier	- 0,743	- 2,5	- 235	- 0,033	- 2,1	- 0,037	0,015	- 46	- 41	- 0,051	- 2,310	- 73	- 0,009	- 1,6	- 0,012	0,005	- 43	- 21		
Criminalité dans le quartier	0,221	0,3	70	0,029	0,8	0,013	0,039	64	- 30	0,002	0,050	3	0,008	0,8	0,001	0,011	1 072	16		
Région à climat méditerranéen	- 0,602	- 0,6	- 190	- 0,032	- 0,6	- 0,040	0,050	- 34	- 22	0,390	5,730	553	0,088	5,8	0,093	0,016	- 22	- 22		
Distance à la commune-centre	- 0,293	- 4,1	- 93	- 0,014	- 3,9	- 0,015	0,004	- 40	- 40	- 0,089	- 1,040	- 127	- 0,045	- 2,1	- 0,020	0,021	- 100	- 100		
Commune périurbaine	0,103	0,1	33	- 0,020	- 0,4	0,013	0,055	- 272	- 270	- 0,089	- 1,040	- 127	- 0,045	- 2,1	- 0,020	0,021	- 100	- 100		

Lecture : Le tableau renseigne 9 colonnes, numérotées (1) à (9), pour chaque tranche de taille des communes-centres des aires urbaines, numérotées de a à g, et pour l'ensemble de la France, numéroté h : les colonnes (1a) à (9g) correspondent à l'aire urbaine de Paris, et ainsi de suite jusqu'aux colonnes (1h) à (9h) qui correspondent à l'estimation France entière. On trouve successivement : pour l'estimation Box-Cox avec méthode instrumentale, la valeur du paramètre (1), du t de Student (2) et le prix hédoniste (3) ; des estimations où la variable endogène et la surface habitable sont en logarithme (spécification log-log), avec une estimation par les MCO (colonnes 4) ; paramètre et (5) : t de Student et par la méthode instrumentale (colonnes 6) ; paramètre et (7) : t de Student ; la différence entre le prix hédoniste obtenu dans la spécification log-log estimée par les MCO (8) ou la méthode instrumentale (9) et le prix hédoniste de la colonne (3). C'est ainsi que, dans l'aire de Paris, le prix hédoniste du mètre carré de surface habitable est de 48 euros par an, valeur obtenue après transformation de Box-Cox et utilisation de la méthode instrumentale (colonne 3) ; l'estimation log-log fournit un prix inférieur de 55 % (MCO) ; colonne 8) ou de 43 % (méthode instrumentale) ; colonne 9). Les détails sur les modèles sont donnés dans l'encadré 2.

PRIX HÉDONISTE DE VARIABLES ENVIRONNEMENTALES

Tableau A
Prix hédoniste d'attributs environnementaux dans les villes-centres des aires urbaines

Taille de la commune centre en milliers d'habitants (hors Paris)	Paris	210-850	140-210	100-140	50-100	25-50	Moins de 25	Moyenne	France entière
Surface	90***	53***	46***	33***	45***	72***	63***	59,7	41,2***
Salles de bain et WC	1 723***	511***	702***	58	1 040***	709**	1051***	879,7	598,1***
Logement en bon état (1)	402***	229***	111	108	551***	478**	483***	337,7	291,4***
Construction immeuble : > 1989 (2)	348**	1 195***	1 003***	842***	2 793***	2 716***	2 510***	1415,7	1354,6***
Construction immeuble : 1982-89	2 251**	850***	656*	538*	1 979***	2 621***	265	1323,4	946,7***
Construction immeuble : 1975-81	463**	641**	215	- 29	2 202***	1 215	1 286**	840,9	785,6***
Construction immeuble : 1949-74	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Construction immeuble : 1915-48	- 443**	393*	166	140	549*	1 855***	280	234,4	239,5***
Construction immeuble : < 1915	473***	648***	101	237	339	1 722***	- 252	473,6	389,5***
Immeuble en bon état (1)	501***	426***	9	- 62	- 58	568***	- 9	248,5	161,8***
Dégradations et vandalisme	222	- 152	- 310	254	24	365	118	113,2	- 58,2
Immeuble > 50 logements	- 1 209***	- 454***	159	214	- 356	318	- 350	- 270,7	- 266,8**
Garage	/	466**	487*	19	- 448	1 437***	561	279,7	100,8
Logement individuel	/	909**	706	156	519	751	- 324		19,4
Présence d'un jardin	/	105**	201**	55	251	62	286***	338,2	90,4***
Revenu fiscal de la commune (3)	/	/	/	/	/	/	/	/	/
Revenu fiscal de la commune * 2 (3)	/	/	/	/	/	/	/	/	/
Problèmes dans le quartier	- 44	- 54	- 308*	- 66	467*	137	- 378	119,7	- 138,3***
Criminalité dans le quartier	308	- 220	- 150	- 140	- 369**	381	2	22,4	- 85,9
Région à climat méditerranéen	/	946***	981***	288	217	1 727***	- 606		
Exposition Sud	908***	143	- 45	146	83	- 461	- 166	129,3	139,3**
Vue sur usine	- 1 826	- 95	46	- 1 367***	- 195	322	954	- 423,4	- 298,7
Bonne vue	- 219	7	246	19	- 154	- 9	- 102		
Bonne accessibilité	346	- 1 161	339	417	318	1 242	- 982	92,9	622,0
Problèmes quartier	- 463	105	313	118	- 595*	- 305	- 210	343,3	46,8
Pollution de l'air	- 239	158	220	34	109	157	67	- 121,9	60,3
Bruits	55	- 270*	- 315*	72	385*	275	- 79	123,8	174,7

1. Immeubles construits avant 1975 uniquement.
2. Test de Wald significatif au seuil de : *** 1 %. ** 5 %.
3. Valeur dénuée de sens compte tenu de la forme quadratique

Lecture : test de Student (sauf indication contraire) : significatif au seuil : *** de 1 %. ** de 5 %. * de 10 %. Le prix hédoniste d'un mètre carré de surface habitable est de 90 euros dans l'aire urbaine de Paris, résultat significatif au seuil de 1 %. Une exposition au Sud de la pièce principale a, dans cette même aire urbaine, un prix hédoniste de 908 euros (significatif à 1 %) et une vue sur des usines de - 1 826 euros, résultat qui n'est pas significativement différent de zéro. Pour la date de construction de l'immeuble, la référence est constituée par les immeubles construits entre 1949 et 1974 et c'est le test de Wald qui est utilisé.

Champ : emménagés récents dans des résidences principales ordinaires du secteur locatif à loyer libre situées en aires urbaines.

Source : enquête Logement 1996, Insee. Traitement Inra.

Tableau B

Prix hédoniste d'attributs environnementaux dans les banlieues et les couronnes périurbaines

Taille de la commune centre hors Paris	Paris	100 000 à 850 000 habitants	Moins de 100 000 habitants
Surface	123 ***	64 ***	60 ***
Salles bain + WC	708 ***	1 055 ***	858 ***
Logement en bon état (1)	259	390 **	788 ***
Construction immeuble (2) : après 1989	2 314 ***	2 608 ***	3 196 ***
Construction immeuble : 1982-1989	1 457 *	2 308 ***	2 769 ***
Construction immeuble : 1975-1981	1 284	1 471 ***	1 499 ***
Construction immeuble : 1949-1974	570	- 290	- 20
Construction immeuble : 1915-1948	1 173 ***	- 292	- 916 ***
Construction immeuble : avant 1914	647 ***	324 **	582 ***
Immeuble en bon état (1)	- 1 441 ***	- 906	- 528
Dégradations vandalisme	- 1 612 ***	- 484	- 347
Immeuble > 50 logements	1 249 **	1 407 ***	956 ***
Logement individuel	23	47 ***	40 **
Présence d'un jardin	- 175	64	165
Revenu fiscal de la commune (3)	1	0	- 1
Revenu fiscal de la commune *2 (3)	- 266	256	- 1
Criminalité dans le quartier		1 708 ***	642
Région à climat méditerranéen		- 54 ***	- 71 ***
Distance	- 49 ***		
Vue sur usine	- 495	- 628	- 285
Bonne vue	289	- 293	354
Bonne accessibilité	2 719	- 746	1 187
Problèmes quartier	- 322	268	471 ***
Manque d'équipements	268	- 285	- 319 ***
Pollution de l'air	- 260	104	202
Bruits	236	- 349	95
Chemins de randonnée	820 *	- 301	321
Bois dans exploitations agricoles (4)	71	21	41
Friches dans exploitations agricoles (4)	- 61	- 37	- 172* **
Vignes dans exploitations agricoles (4)	- 193	- 26	38 **

1. Immeubles construits avant 1975 uniquement.
2. Test de Wald significatif au seuil de : *** 1 %. ** 5 %.
3. Valeur dénuée de sens compte tenu de la forme quadratique.
4. Plus de 1 % de la surface du parcellaire agricole se compose de bois (resp.friches, vignes).

Lecture : test de Student sauf indication contraire) : significatif au seuil : *** de 1 %. ** de 5%. * de 10 %.

Champ : emménagés récents dans des résidences principales ordinaires du secteur locatif à loyer libre situées en aires urbaines.

Source : enquête Logement 1996, Insee. Traitement Inra.