

EMPO

UNIVERSITE DE CERGY-PONTOISE

UNIVERSITE DE PARIS X NANTERRE

THESE

Pour obtenir le grade de docteur de l'Université de Cergy-Pontoise en cotutelle avec

UNIVERSITA COMMERCIALE LUIGI BOCCONI

Spécialité : Sciences Economiques

**MODELISATION HEDONIQUE POUR
L'EVALUATION DES POLITIQUES PUBLIQUES**

par

Anna Alessandra MICHELANGELI ép. PELUSO

THEMA- UMR 7536

24/2/2005

Devant le jury composé de :

Mme Brigitte DORMONT, Professeur, Université Paris X – Nanterre (Président)

M. Hubert JAYET, Professeur, Université de Lille 1 (Rapporteur)

M. Alberto ZANARDI, Professeur, Università di Bologna (Rapporteur)

M. Alain TRANNOY, Directeur d'études à l'EHESS (Directeur de Thèse)

M. Roberto ARTONI, Professeur, Università Commerciale « Luigi Bocconi » (Co-directeur de Thèse)

Mme Lucia VISCONTI PARISIO, Professeur, Università degli Studi di Milano-Bicocca

Avec Eugenio,

Je dédie cette thèse à la mémoire de mes parents,

Giuliana et Vincenzo MICHELANGELI

REMERCIEMENTS

Je tiens en premier lieu à exprimer ma reconnaissance à Monsieur le Professeur Alain TRANNOY pour m'avoir proposé ce sujet de thèse et pour toute sa vivacité d'esprit et ses compétences scientifiques qui m'ont permis de mener à bien cette étude.

J'adresse mes plus vifs remerciements à Monsieur le Professeur Roberto ARTONI qui, après m'avoir suivi pour la « tesi di laurea », a accepté de me suivre à nouveau durant ma thèse de doctorat, dans le cadre d'une cotutelle franco-italienne.

Je remercie également Mesdames les Professeurs Brigitte DORMONT et Lucia VISCONTI PARISIO et Messieurs les Professeurs Hubert JAYET et Alberto ZANARDI pour m'avoir donné l'occasion de bénéficier de leurs remarques en acceptant de participer à ce jury.

Je souhaite ensuite témoigner des contributions que plusieurs professeurs ont apportées à ma réflexion. Ces remerciements s'adressent en particulier à Madame le Professeur Elisabetta CROCI ANGELINI, Monsieur le Professeur Noboru HIDANO, Madame le Professeur Nancy WALLACE et mon coauteur Monsieur le Professeur Nicolas GRAVEL.

Je tiens à remercier les membres du laboratoire THEMA et en particulier Thomas BRODATY, Cyrille HAGNERE, Arnaud LEFRANC, Benoît LOREL, Kiarash MOTAMEDI, Nathalie PICARD et Francesco RICCI. Mes remerciements vont également à l'ensemble du personnel de l'Université de Cergy-Pontoise. J'adresse une pensée particulière à Mme Marie-Christine FORZY en mémoire de l'estime et de l'affection réciproque qui ont caractérisé immédiatement nos rapports.

Merci aussi aux autres doctorants du THEMA avec lesquels j'ai partagé le bureau ces derniers mois : Btissam BOUZIDI, Arnaud FERAL, Razar GOULAM, Riccardo MAGNANI, Nicolas PISTOLESI et Nejia ZAOUALI. Ils m'ont assuré une ambiance particulièrement favorable pour mener à bien ce travail. Je leur adresse tous mes souhaits de réussite.

Je remercie ma fille Adele. Son bonheur et sa joie de vivre ont illuminé ces années de labeur.

Enfin, je tiens à remercier du fond du coeur mon époux Eugenio qui m'a accompagnée au quotidien dans cette aventure. Je le remercie tout particulièrement pour ces neuf derniers mois, qui annoncent le début d'une autre extraordinaire aventure...

Table des matières

1	Introduction générale	11
2	Méthode des prix hédoniques	27
2.1	Introduction	27
2.2	Théorie	28
2.2.1	Développement historique de la méthode	28
2.2.2	Le modèle de Sherwin Rosen (1974)	32
2.2.3	Perspectives théoriques de la méthode	44
2.3	Application empirique de l'approche hédonique	45
2.3.1	Analyse de données et choix de variables	46
2.3.2	Choix de la forme fonctionnelle	54
2.3.3	Les hypothèses sur le terme d'erreur	58
2.3.4	Estimation robuste des coefficients et validation finale du modèle empirique	61
2.4	Conclusion	62
3	Une mesure de la valeur sociale des biens publics locaux : une analyse hédonique dans la région métropolitaine de Paris	65

3.1	Introduction	65
3.2	Le modèle théorique	71
3.3	Estimation du modèle empirique	73
3.4	Base de données et variables	76
3.4.1	Données	76
3.4.2	Variables	81
3.5	Résultats	92
3.6	Implications des résultats sur la politique de la ville	98
3.7	Conclusion	102
4	La rénovation de la Goutte d'Or est-elle un Succès ? un Diagnostic à l'aide d'Indices de Prix Immobilier	105
4.1	Introduction	105
4.2	Méthodologie	110
4.2.1	Indice hédonique de prix immobilier en vente simple	111
4.2.2	L'indice INSEE-Notaires de Paris	113
4.2.3	L'évaluation de l'impact d'une rénovation urbaine	115
4.3	Les Données : Biais de sélection contre Erreurs de spécification	117
4.3.1	Données	117
4.3.2	Six Echantillons	119
4.3.3	Biais de sélection dans les petits échantillons	122
4.4	La dynamique des prix de l'immobilier Parisien	124
4.5	La politique de rénovation urbaine : un succès ?	132
4.6	Conclusion	141

4.7	Annexe au chapitre 4 : Une méthode alternative pour évaluer les micro-externalités au niveau local	143
5	Les conséquences de la loi Carrez sur l'indice de prix immobilier	151
5.1	Introduction	151
5.2	Méthodologie	157
5.2.1	Mesure de l'impact de la loi Carrez sur la surface	157
5.2.2	Indice hédonique de prix immobilier en vente simple	163
5.2.3	Estimation du biais de l'indice de prix	164
5.3	Base de données et variables	165
5.4	Résultats	169
5.4.1	Expérience naturelle	169
5.4.2	Relation prix-surface	172
5.5	Conclusion	175
	Conclusion générale	179
	Références bibliographiques	183
	Annexe	201

Table des figures

Chapitre 1 – Introduction générale

Chapitre 2 - Méthode des prix hédoniques

Chapitre 3 - Une mesure de la valeur sociale des biens publics locaux : une analyse hédonique en Val d'Oise

Figure 3.1 : Carte du Val d'Oise

Chapitre 4 – La rénovation de la Goutte d'or est-elle un succès ? un diagnostic à l'aide d'indices de Prix immobilier

Figure 4.1 : Quartier administratif de la Goutte d'Or

Figure 4.2 : Classement des quartiers selon la valeur de son coefficient de régression estimé

Figure 4.3 : Indices de prix immobiliers pour Paris, échantillons courts

Figure 4.4 : Evolution des indices de prix immobiliers pour Paris, échantillons longs

Figure 4.5 : Comparaison depuis 1995 des évolutions d'indices de prix immobiliers pour Paris

Figure 4.6 : Indice de prix pour les quartiers affectés par la rénovation

Figure 4.7 : Indice de prix pour le quartier rénové, le quartier de contrôle et pour Paris

Figure 4.8 : Evolution de l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 71 (Goutte d'Or)

Figure 4.9 : Evolution de l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 36 (Rochechouart)

Figure 4.10 : Evolution de l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 70 (Clignancourt)

Figure 4.11: Immeubles de Paris sélectionnés

Figure 4.12: Rues de Paris sélectionnées

Figure 4.13 : Immeubles de Paris dont le coefficient estimé est significatif à 1/1 000

Figure 4.14 : Rues de Paris dont le coefficient estimé est significatif à 1/10 000

Figure 4.15 : Evolutions des indices de prix immobiliers pour Paris, échantillon Large81S

Chapitre 5 – Les conséquences de la loi Carrez sur l'indice de prix immobilier

Figure 5.1 : Indices de prix immobiliers sans et avec correction de la surface

Figure 5.2 : Indices de prix pour les appartements

Liste des tableaux

Chapitre 1 - Introduction générale

Tableau 1.1 : Méthodes d'évaluation des politiques publiques au niveau local

Chapitre 2 - Méthode des prix hédoniques

Chapitre 3 - Une mesure de la valeur sociale des biens publics locaux : une analyse hédonique en Val d'Oise

Tableau 3.1 : Liste des communes du Val d'Oise incluses dans l'échantillon (Annexe)

Tableau 3.2 : Définition des variables (Annexe)

Tableau 3.3 : Statistiques descriptives des variables

Tableau 3.4 : Estimations de la fonction des prix hédoniques (Annexe)

Tableau 3.5 : Prix hédoniques et élasticités des aménités publiques

Tableau 3.6 : Analyse dépenses-bénéfices des Z.E.P. pour l'année 1993 (Annexe)

Chapitre 4 – La rénovation de la Goutte d'or est-elle un succès ? un diagnostic à l'aide d'indices de Prix immobilier

Tableau 4.1 : Les quartiers parisiens (numéro et nom du quartier) (Annexe)

Tableau 4.2 : Valeurs manquantes

Tableau 4.3 : Traitement des valeurs manquantes

Tableau 4.4 : Statistiques descriptives

Tableau 4.5 : Contribution au χ^2

Tableau 4.6 : Résultats de la régression hédonique pour Paris pour les 6 échantillons (Annexe)

Tableau 4.7 : Comparaison du pouvoir explicatif selon l'échantillon

Tableau 4.8 : Comparaison du pouvoir explicatif selon l'échantillon

Tableau 4.9 : Résultats de la régression hédonique sur les 4 quartiers et sur le quartier de contrôle (échantillon *Large81S*) (Annexe)

Tableau 4.10 : Coefficients des effets distance pour les 4 quartiers

Chapitre 5 – Les conséquences de la loi Carrez sur l'indice de prix immobilier

Tableau 5.1 : Liste des communes du Val d'Oise incluses dans l'échantillon (Annexe)

Tableau 5.2 : Liste des caractéristiques définissant la qualité du logement

Tableau 5.3 : Traitement des valeurs manquantes

Tableau 5.4 : Statistiques descriptives pour les appartements et les maisons individuelles

Tableau 5.5 : Définition des variables de localisation pour les maisons individuelles (Annexe)

Tableau 5.6 : Résultats de l'estimation du modèle de la surface (équation (5.1))

Tableau 5.7 : Test de l'hypothèse (5.3)

Tableau 5.8 : Estimation de la fonction des prix hédoniques par type de logement (appartement/maison)

Chapitre 1

Introduction générale

La méthode dite hédonique d'évaluation marchande des biens différenciés (automobiles, logement, travail, etc.) est utilisée couramment dans l'analyse économique appliquée depuis ces dernières années. En mai 1988, à l'occasion du 50^e anniversaire de la *Conference on Research in Income and Wealth*, Jack Triplett concluait son exposé sur une note plutôt pessimiste, car après plus de 25 années de recherches universitaires au cours desquelles les problèmes théoriques et empiriques posés par la méthode hédonique avaient été résolus, il ne pouvait citer que trois cas où les services statistiques américains avaient eu recours à cette méthode pour calculer des statistiques. Dix ans après le constat de Triplett,¹ la situation a changé du tout au tout aux Etats-Unis, comme il est affirmé par Moulton (2001), qui conduit une analyse sur le rôle de la méthode hédonique dans les services statistiques américains. En 2000, 18 pour cent des dépenses finales du produit intérieur brut sont ajustées d'après des indices des prix établis en utilisant la

¹Voir Triplett (1990).

méthode hédonique.²

Si elle est d'un usage incontestablement moins courant en Europe, la méthode hédonique fait l'objet d'un intérêt assez vif surtout dans le domaine du logement. En France, par exemple, l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE) utilise cette méthode depuis 1995 pour construire un indice de prix immobilier.³ Même dans le milieu académique, nous observons à partir de la deuxième moitié des années 90 une utilisation croissante de cette méthode en Sciences Economiques, témoignée par de nombreux travaux publiés dans des revues scientifiques. Nous citons, entre autres, les travaux empiriques de Hoesli et Thion (1995), Maleyre (1995), Hoesli *et alii* (1997), Calcoen *et alii* (2003), Laferrère (2003), Paris (2003), Paty et Kazmierczak (2003) appliqués au marché immobilier; l'article de Bonnetain (2003) appliqué au marché des îles; les travaux de Gergaud (1998) et de Combris *et alii* (1997; 2000) appliqués au marché du vin.

La méthode hédonique repose sur le constat que les consommateurs ne tirent pas leur utilité des biens eux-mêmes, mais qu'ils retirent leur satisfaction de la consommation des caractéristiques de ces biens. *"Ainsi, un automobiliste n'achète pas un bien voiture indifférencié, il achète en plus d'une base toujours identique d'un châssis et d'un moteur, un niveau d'équipement, une couleur, un marquage social, etc. Pour un logement, le bien peut de la même façon se décomposer en un nombre de pièces, un niveau de confort, une exposition, un environnement social..."* (Paris (2002), p.130). Tels qu'examinés à la lunette de l'approche hé-

²Ces indices sont élaborés par au moins quatre services statistiques : le *Bureau of Labor Statistics*, le *Bureau of the Census*, la *Federal Reserve Board* et le *Bureau of Economic Analysis*.

³Pour une présentation complète et exhaustive de l'indice développé par l'INSEE, nous renvoyons à David *et alii* (2002).

donique, une voiture ou un logement n'existent pas. Seule existe une liste de quantités de caractéristiques possédées par ces deux biens. Suite à cette hypothèse, la valorisation d'un bien différencié par le marché peut s'interpréter comme la rémunération qu'accorde le marché aux caractéristiques de ce bien. Cette conséquence est riche d'implications car elle permet d'une part d'attribuer une valorisation *hédonique* ou *implicite*⁴ à des caractéristiques qui ne sont pas évaluées directement par le marché, par exemple, quelle est la valeur marchande implicite de la réduction du taux de criminalité d'un quartier où le bien différencié logement est situé? D'autre part, l'approche hédonique permet d'attribuer un prix à des biens différenciés *virtuels* qui seraient obtenus comme une combinaison *virtuelle* des caractéristiques. Enfin, l'approche hédonique permet de construire des indices de prix pour les biens différenciés qui sont en mesure de séparer l'évolution de la qualité des biens ou de l'échantillon de l'évolution des prix.

L'objectif de cette étude est de procéder à l'évaluation de quelques interventions publiques dans des domaines différents, notamment au niveau communal. Cette évaluation sera réalisée par l'utilisation de l'approche hédonique qui fournit une mesure de l'impact qu'ont pu avoir les politiques publiques considérées sur le prix de l'immobilier.

La méthode hédonique peut être appréciée de deux manières. On peut y voir une simple méthode économétrique sans référence à un modèle économique particulier du marché du logement. La méthode hédonique a d'abord été utilisée en économie dans cette perspective (voir les articles de Waugh (1928; 1929) et de Court (1939)). Ce parti pris empêche alors d'utiliser l'approche hédonique à des

⁴Prix implicite du fait qu'il ne peut pas être observé sur un marché réel.

fins d'analyse coûts-bénéfices.

Une deuxième vision plus exigeante privilège une interprétation des prix hédoniques comme des prix d'équilibre résultant de l'action de forces concurrentielles sur le marché du logement. C'est la vision transmise par l'article pionnier de Rosen (1974).

L'hypothèse de fonctionnement concurrentiel du marché du logement signifie que les participants au marché sont suffisamment nombreux pour pouvoir supposer que leur décision sera sans effet sur le prix du logement. Les agents individuels sont, en d'autres termes, des preneurs de prix. Ils décident, suivant le cas, de louer ou d'acheter un logement en supposant que le prix (ou le loyer) de ce logement est une donnée indépendante de leur contrôle. Cette hypothèse est aisément défendable du côté de la demande (les acheteurs et les locataires n'ont pas une grande marge de manoeuvre pour négocier le prix ou le loyer d'un logement disponible qu'ils ont vu annoncer). Elle l'est également du côté de l'offre. Un propriétaire (ou un bailleur) qui exige un prix (ou un loyer) supérieur au prix du marché ne trouvera pas preneur.

Plus délicate est l'hypothèse suivant laquelle les prix des logements sont des prix d'équilibre, c'est-à-dire, sont déterminés de manière à rendre compatibles les décisions individuelles des uns et des autres. Cette hypothèse implique que, premièrement, le ménage (comme propriétaire ou locataire) a choisi son logement sur la seule base de sa connaissance (parfaite, par hypothèse) du contenu en caractéristiques et du prix de tous les logements existants et sous la contrainte de budget. Deuxièmement, le parc de logements existant résulte de décisions d'investisseurs immobiliers de mettre à la disposition d'occupants potentiels les logements réalisés (plutôt que d'autres). Ces décisions ont été prises sur la base de

leur seule connaissance des prix qu'ils pourraient obtenir pour la mise à disposition de n'importe quelle combinaison techniquement envisageable des caractéristiques. En d'autres termes, les offreurs de logements ont pris leur décision de production sur la base de la connaissance qu'ils ont de la fonction des prix hédoniques.

Cette deuxième implication de la notion d'équilibre hédonique est, peut être, plus subtile que la première. Elle suppose en effet que des combinaisons de caractéristiques (i.e. des logements) non observés *auraient eu* un prix connu des offreurs (et donné par la fonction de prix hédonique) si ces derniers avaient jugé bon de les mettre à la disposition d'occupants potentiels. La seule raison pour laquelle on observe pas les unités de logement en question tient au fait que, compte tenu du prix qu'ils auraient pu en obtenir et du coût de fabrication de ces unités, les producteurs n'ont pas jugé avantageux de les produire.

Par ailleurs, à la fois pour des raisons liées à l'omission de caractéristiques et aux nécessités du traitement statistique, il sera impossible de connaître avec certitude la véritable fonction des prix hédoniques. Pour les fins de l'estimation empirique, on devra postuler une *approximation* de cette fonction. On introduit une erreur de mesure destinée à capturer l'écart entre la vraie fonction et son approximation. Le choix de l'approximation de la fonction des prix hédoniques est de toute première importance. La littérature recommande de ne pas trop contraindre a priori la relation qui peut exister entre le prix du logement et les caractéristiques retenues.⁵

⁵Une forme fonctionnelle qui permet d'obtenir un degré appréciable de flexibilité à un coût qui reste supportable en termes d'estimation est celle connue comme Box-Cox (des noms de Box et Cox (1964) qui présentent la version la plus simple de cette forme fonctionnelle dans un très célèbre article). Il est également suggéré par une partie de la littérature de contraindre encore moins la forme de la fonction des prix hédoniques en ayant recours à des techniques d'estimation semi-paramétriques et paramétriques.

Au-delà de l'approche hédonique, il y a d'autres méthodes d'évaluation de l'impact, voir des bénéfiques, des politiques publiques au niveau local. Hidano (2002, p.7) propose un classement des différentes méthodes d'évaluation fondées sur les préférences individuelles,

1. Analyse traditionnelle de l'offre et de la demande (mesure marshallienne de l'utilité individuelle et du surplus)
2. Méthode des coûts de transport
3. Méthode des dépenses d'évitement
4. Méthode de réparation - compensation des dommages
5. Approche des prix hédoniques
6. Méthode d'évaluation contingente
7. Méthode basée sur plusieurs disciplines

Tableau 1.1 : Méthodes d'évaluation des politiques publiques au niveau local

La notion de surplus, introduite par Dupuit (1844) et développée par Marshall (1920) permet une première approximation de la valeur du bien-être de l'individu. D'autres mesures du surplus sont venues s'y ajouter ou s'y substituer, notamment les variations équivalente et compensatrice développées par Hicks (1943).⁶ Une fois mesurée la variation de bien-être individuel, il faut pouvoir agréger les mesures précédemment introduites au niveau de la collectivité. Ensuite, la façon d'envisager la relation entre satisfactions individuelles et collective, ainsi que les critères de choix entre différentes politiques publiques varient selon les auteurs.

⁶Souvent les ouvrages abordent le problème d'évaluation sous l'angle des biens privés : les variations de bien-être résultent de prix des biens consommés. Le cas des biens publics n'est traité que par comparaison. Quelques auteurs, lui consacrent davantage d'attention, entre autres, Mäler (1974) et plus récemment Johansson (1987).

Nous citons, entre autres, le critère de Pareto, le critère proposé indépendamment par Hicks (1939) et Kaldor (1939) et celui de Little (1959).⁷

La méthode des coûts de transport et les méthodes des dépenses d'évitement et de réparation - compensation des dommages se prêtent à être utilisées dans des contextes bien spécifiques.

La méthode des coûts de transport⁸ repose sur l'idée qu'un agent cherchant à consommer un bien environnemental est amené à effectuer d'autres dépenses, en particulier de transport, pour mener à bien cette consommation. Pour l'ensemble des agents présents sur un site, on peut de fait, à partir d'une enquête sur leur lieu d'origine, sur le temps et le mode de trajet, établir une disposition moyenne à payer selon la distance, qui permet d'établir une valeur du site. Cette méthode n'est qu'est partiellement applicable à l'évaluation des politiques publiques locales. Elle implique, en effet, l'idée qu'on se déplace pour profiter de manière ponctuelle (en tout cas non résidentielle ou professionnelle) des biens produits par l'opération. Or, ce n'est pas le cas général des interventions publiques au niveau local dont l'objectif principal est de poursuivre ou de modifier l'aménagement d'une ville ou d'un quartier. En revanche, cette méthode devient pertinente pour les opérations à vocation touristique.⁹

Les méthodes des dépenses d'évitement et de réparation - compensation des dommages sont utilisées notamment pour mesurer le coût social de certaines externalités négatives comme, par exemple, la pollution sonore ou de l'air. Ces

⁷Pour une illustration de ces critères, nous renvoyons à Soguel (1994).

⁸On doit les fondements de cette méthode à Hotelling (1947). Elle a été utilisée pour la première fois par Clawson et Knetsch (1966). Elle porte des noms différents selon les auteurs : méthode des coûts de transport (Desaigues et Point (1978)), analyse du comportement (Desaigues et Toutain (1978)), ou encore méthode du coût du trajet (Pearce *et alii* (1989)).

⁹Pour plus de détails sur cette méthode, nous renvoyons à Paris (2002), p. 125-126.

méthodes supposent, en effet, qu'il est possible d'identifier des dépenses collectives ou privées pour se protéger de ou réparer à une nuisance ou, plus en général, une opération qui affecte négativement les individus.

La méthode d'évaluation contingente¹⁰ repose sur la réalisation d'une enquête au cours de laquelle on cherche à apprécier le montant que chacun serait prêt à payer, autrement dit le consentement à payer, pour la préservation ou la restauration d'un bien environnemental. Contrairement à l'approche hédonique, les informations sur les préférences des agents économiques sont obtenues par des enquêtes plutôt que par l'observation d'actions sur des marchés.

La dernière méthode d'évaluation, présentée dans le tableau ci-dessus, demande la contribution de spécialistes de plusieurs disciplines qui varient avec le type de phénomène étudié : économie, démographie, géographie, psychologie, etc.

Ces méthodes ne sont pas à considérer comme concurrentes mais complémentaires. En effet, leur utilisation conjointe permet de corroborer leurs résultats ou d'estimer différentes dimensions d'un même phénomène. Ainsi, par exemple, la méthode hédonique a englobé les éléments de la théorie traditionnelle portant sur l'analyse coûts-bénéfices de façon à mesurer les bénéfices des interventions publiques (voir Scotchmer (1985 ; 1986) et Kanemoto (1988)).

L'objet de cette thèse est notamment de mesurer la valeur que les membres d'une collectivité attachent à une série d'équipements publics et aux opérations d'aménagement urbain visant à améliorer la qualité de vie au niveau local (du quartier, dans notre cas de figure). Notre hypothèse est que l'ensemble des ex-

¹⁰Bien qu'élaborée par les économistes au début des années 60 (Davis (1963) a été le premier à utiliser des techniques d'enquête comme instrument de révélation des préférences), la méthode d'évaluation contingente ne connaît un véritable démarrage qu'à partir des années 80. Pour de plus amples renseignements sur cette méthode, nous renvoyons à Luchini (2002).

ternalités engendrées par la proximité aux équipements ou par les opérations de rénovation contribuent à la formation des prix du logement.

L'étude se compose de quatre chapitres au-delà de cette Introduction générale, qui fait l'objet du chapitre 1.

Au chapitre 2, nous présentons les principes de l'analyse hédonique sous un angle à la fois théorique et empirique. La partie théorique est tout à fait générale sauf dans la section finale (cf. section 2.2.3), dans la mesure où elle est consacrée au déroulement historique de la méthode et à la présentation *in extenso* du modèle de Rosen (1974), qui est considéré encore aujourd'hui comme la référence principale à partir de laquelle la littérature hédonique continue à se développer. La section théorique se conclue par quelques perspectives de recherche portant sur le marché d'un bien différencié précis, à savoir le logement.¹¹

La partie empirique de ce chapitre est consacrée à la modélisation économétrique de l'approche hédonique au marché du logement. Dans le cadre de la modélisation paramétrique, nous nous sommes efforcés de montrer tous les outils statistiques permettant de définir au mieux le modèle économétrique et de le valider.

Au chapitre 3, nous mesurons la valeur qu'accordent les membres d'une collectivité locale donnée à des améliorations marginales dans l'offre des biens et des services publics locaux. Plus précisément, la variation de prix des logements dans une commune qui résulterait d'un accroissement marginal de la quantité disponible d'un certain bien public peut s'interpréter comme la valeur sociale de cet accroissement. Certains de ces biens publics, comme la présence de monuments historiques et les caractéristiques physiques du site urbain, échappent

¹¹ Les caractéristiques qui rendent tout à fait particulier le bien logement sont essentiellement trois : il est à la fois un placement et un bien de consommation, il est un bien durable et il est un emplacement géographique.

largement à l'action immédiate des pouvoirs publics qui doivent limiter leur intervention à la mise en valeur de l'existant. Pour d'autres biens publics, comme l'infrastructure de transport, l'intervention des pouvoirs publics est déterminante. Enfin, pour une troisième catégorie d'effets externes, comme la qualité des écoles, l'action des pouvoirs publics se mêle à celle des effets de composition sociale que la littérature anglo-saxonne désigne sous le nom de "peer-group effect". Pour chacune de ces catégories de biens publics, l'approche hédonique est susceptible de fournir une mesure quantitative de la valeur sociale d'une intervention de l'Etat ou des collectivités territoriales dans une commune ou dans un quartier donné. Cette mesure est révélée par une capitalisation de ces politiques publiques dans les valeurs foncières. On peut donc concevoir l'estimation des prix hédoniques de certaines caractéristiques urbaines comme la première étape d'une démarche d'évaluation des bénéfices monétaires de la politique de la Ville qui constituent l'un des ingrédients d'une analyse de type "coûts-bénéfices".

Cette branche de la littérature compte beaucoup de travaux empiriques aux Etats-Unis tandis qu'ils sont beaucoup moins nombreux en Europe.¹² L'objectif de notre étude est de contribuer à ce domaine de recherche de façon à réduire l'écart important des résultats empiriques portant sur l'évaluation hédonique des biens publics locaux. De notre point de vue, le développement de la recherche en Europe dans cette direction est une démarche indispensable pour comprendre les différences entre Europe et Etats-Unis en termes de financement et fourniture de biens publics. Notre base de données nous permet d'analyser deux biens publics qui sont sujets à être évalués de façon différente en Europe par rapport aux Etats-Unis : la qualité des écoles publiques et les transports en commun. De plus,

¹²Pour des références bibliographiques à ce sujet, nous renvoyons au chapitre 3 (cf. 3.1).

les travaux hédoniques qui considèrent le niveau d'accessibilité aux transports publics ou privés ne sont pas nombreux. Vu le rôle très important des transports dans la théorie urbaine traditionnelle (voir, par exemple, Fujita (1999)), le fait d'inclure dans notre analyse des variables de transport public et privé nous semble particulièrement intéressant.

La deuxième utilisation que nous faisons de la méthode d'évaluation des prix hédoniques fait l'objet du chapitre 4. Nous estimons la valeur sociale d'opérations spécifiques de réhabilitation urbaine réalisées à Paris, où notre attention s'est focalisée sur les opérations de rénovation entreprises dans le quartier de la Goutte d'Or dans le 18^e arrondissement. Il s'agit d'une analyse strictement patrimoniale dans la mesure où nous nous concentrons sur les effets de la rénovation sur le marché du logement. Nous avons considéré l'opération de renouvellement comme un *choc urbain*, puisque tous les aspects qui font l'agrément d'un quartier ont été affectés par l'opération : les bâtiments, l'infrastructure publique, la composition sociale, l'animation sociale et culturelle. L'évaluation de l'impact d'un tel choc sur le marché du logement est conduite tant au niveau du quartier dans son ensemble qu'à l'intérieur de ce quartier et de quartiers limitrophes. Nous essayons ainsi d'établir si le choc s'est réellement diffusé dans tout le quartier rénové et de savoir éventuellement s'il s'est diffusé au-delà.

Pour évaluer l'impact de la rénovation à l'échelle du quartier, nous exploitons le caractère exogène de la politique urbaine qui la rend similaire à une expérience naturelle. De ce fait, nous comparons la dynamique des prix du marché résidentiel dans un quartier de contrôle, où aucune politique de rénovation lourde n'a été opérée, avec celle du "quartier traité". L'idée est que nous nous attendons à ce que la valeur des logements, toutes choses égales par ailleurs, augmente dans la

zone rénovée, par rapport à celle des logements situés dans la zone non rénovée. Ensuite, nous estimons l'impact microéconomique concernant la diffusion spatiale du choc survenu dans le quartier de la Goutte d'Or. A cet effet, nous élaborons un modèle hédonique en intégrant comme variable explicative une mesure de la distance du logement au centre de la zone de rénovation. Nous évaluons l'impact spatial de la politique de rénovation urbaine et l'évolution de cet impact au cours du temps.

Le fait d'étudier la dynamique des prix du marché résidentiel pas seulement dans la zone rénovée mais pour toute la ville de Paris, nous permet de comparer l'évolution de notre indice hédonique avec celles de différents indices proposés sur la place de Paris. En particulier, nous privilégions la comparaison de notre indice avec l'indice INSEE. Il s'agit lui aussi d'un indice hédonique dont nous rappelons brièvement la méthodologie de construction en essayant de mettre en lumière les caractéristiques communes aux deux approches et leurs différences.

Ce chapitre se conclue par une annexe où nous présentons une méthode alternative pour évaluer les micro-externalités au niveau local. Pour micro-externalités nous entendons les facteurs environnementaux qui affectent le bien-être des individus (comme, par exemple, la présence de parterres de fleurs, des cafés en plein air ou encore de boutiques chic) sur lesquelles il est très difficile d'avoir de l'information.

L'approche généralement utilisée pour capturer l'effet des micro-externalités sur la valeur du logement est de supposer l'existence de corrélation entre les résidus de la fonction des prix hédoniques par quelques concepts mathématiques de distance.¹³ La méthode que nous proposons repose sur l'hypothèse que les

¹³Pour des références bibliographiques sur des travaux récents supposant l'existence d'auto-

éléments structurels de la ville, comme par exemple, les bâtiments, les rues et les carrefours sont tels que les habitants de la commune ne sont pas affectés de la même manière par les micro-externalités. En d'autres termes, nous supposons que les micro-externalités suivent de tout près le plan urbain de la commune et que leur effet sur la valeur du logement est capturé par des indicatrices des immeubles et des rues de la commune. De plus, nous contrôlons pour les tous les biens publics et facteurs environnementaux qui contribuent à la qualité de vie du quartier dans son ensemble en considérant une indicatrice du quartier. La condition indispensable pour appliquer notre méthode d'évaluation est que l'on dispose de données permettant de repérer les observations (i.e. les logements) dans l'espace.

Nous soulignons l'intérêt de cette méthode lorsqu'elle est appliquée pour évaluer des opérations de renouvellement. En effet, elle permet de mesurer l'effet de chaque rue et bâtiment statistiquement significatifs et de voir comme la valeur des logements puisse changer suite à des opérations de renouvellement. Nous pouvons vraisemblablement penser que dans les secteurs faisant l'objet d'une rénovation, certaines rues sont devenues piétonnes, alors que d'autres sont restées ouvertes à la circulation automobile ou que les façades des bâtiments ont été ravalées. Il est alors envisageable de tester l'hypothèse que les logements qui donnent sur une rue piétonne ou qui sont situés dans des bâtiments remis à neuf ont augmenté leur valeur de marché et de mesurer éventuellement le gain de cette valorisation. Le même test pourra être envisagé pour d'autres changements comme, par exemple, l'ouverture d'un cinéma ou d'un centre commercial en introduisant, cette fois-ci, une métrique dans l'espace. Cette méthode nous permet donc d'arriver à

corrélation spatiale entre les observations, nous renvoyons au chapitre 4 (cf. section 4.7).

une meilleure connaissance des opérations de rénovation dans le détail.

Enfin, le chapitre 5 porte sur l'évaluation de l'impact d'une nouvelle législation entrée en vigueur en juin 1997 qui concerne les marchés des logements en immeubles collectifs. Il s'agit de la loi Carrez¹⁴ qui oblige à renseigner le futur acquéreur d'un appartement sur la surface habitable. Celle-ci doit donc être mentionnée dans tout avant contrat et dans tout acte de vente sous peine de nullité de l'acte. L'adoption d'une réglementation du marché est interprétée comme un remède d'un gouvernement bienveillant aux inefficacités supposées ou effectives du marché.

Le fait que les maisons individuelles ne soient pas concernées par la loi Carrez, nous permet d'analyser l'impact de cette loi sur la surface déclarée comme une expérience naturelle en affaiblissent une des hypothèses majeures de cette méthodologie : les effets (fixes) temporels sont les mêmes dans le groupe de traitement et dans le groupe de contrôle.

Ce travail se prête à être considéré dans une perspective d'analyse coûts-bénéfices. En effet, nos résultats donnent une estimation des bénéfices liés à l'introduction de cette loi et ils pourraient être comparés aux coûts pour voir si les deux plateaux de la balance s'équilibrent ou pas.

Remarques sur les conventions et les notations

Cette thèse est conçue comme la réunion de trois articles distincts. Afin d'en faciliter la lecture, les redondances les plus flagrantes ont été éliminées. Néanmoins, nous avons tenu à ce que chacun des chapitres reste dans une large mesure autonome, et à quelques exceptions près, les hypothèses et les conventions adop-

¹⁴Du nom de son auteur, le député Carrez.

tées sont rappelées au début de chacun entre eux.

En revanche, la notation dans les trois études est largement unifiée.

Chapitre 2

Méthode des prix hédoniques

2.1 Introduction

L'objet de ce premier chapitre est de présenter les fondements théoriques de l'approche hédonique et les principaux aspects à considérer lorsqu'on passe à son application empirique.

La théorie hédonique a pris son envol avec l'article de Rosen (1974). Même si par la suite il a été l'objet de nombreuses critiques (au sujet, par exemple, de l'hypothèse de concurrence pure et parfaite dans le marché du bien différencié ou sur la procédure en deux étapes que Rosen propose pour déterminer les paramètres structurels des fonctions de demande et d'offre), le modèle de Rosen reste encore de nos jours la référence principale à partir de laquelle la théorie hédonique continue à se développer (voir, par exemple, Heckman (1999), Heckman *et alii* (2002), Ekeland *et alii* (2004)).

Comme nos trois études d'application de la méthode qui suivent ce chapitre

portent sur ce qu'on appelle la première étape de la procédure de Rosen (1974),¹ nous focalisons notre attention sur les problèmes liés à l'application empirique de celle-ci.

Nous avons donc organisé ce chapitre en deux sections. La première section, théorique, commence par un rappel synthétique des débuts de l'approche, se poursuit par la présentation du modèle de Rosen et conclut par quelques perspectives théoriques de la méthode. Nous nous concentrerons en particulier sur les faiblesses de l'approche hédonique spécifiques au marché du logement.

La deuxième section de ce chapitre est consacrée à la modélisation empirique de l'approche hédonique au marché du logement. Nous privilégions la modélisation paramétrique car c'est elle que nous utilisons dans les trois études qui constituent les trois derniers chapitres de cette thèse.

2.2 Théorie

2.2.1 Développement historique de la méthode

Comme nous l'avons déjà précisé dans l'introduction, avant les années 70 la méthode hédonique n'est qu'une simple méthode économétrique sans référence à un modèle économique particulier. Il s'agit donc d'un modèle de régression multivariée où la variable dépendante est le prix du bien qui est fonction des caractéristiques qui le composent plus un terme d'erreur,

$$prix = f(car_1, car_2, \dots, car_K) + \epsilon.$$

¹La première étape de cette procédure consiste à déterminer les paramètres inconnus de la fonction des prix hédoniques.

La spécification du modèle est la plupart du temps linéaire ou log-linéaire,

$$prix = \alpha + \beta_1 car_1 + \beta_2 car_2 + \dots + \beta_K car_K + \epsilon.$$

Le coefficient estimé de la k -ième caractéristique, $\hat{\beta}_k$, mesure l'impact de cette caractéristique sur le prix observé, toute chose égale par ailleurs. A peu près dans les années 40, alors que l'on commence à appeler cette méthode la "méthode des prix hédoniques", β_k est appelé le prix implicite ou hédonique de la k -ième caractéristique qui contribue à déterminer le prix du bien qui la contient.

Les débuts de cette approche sont associés aux travaux empiriques de Frederick Waugh (1928, 1929); un agronome qui avait conduit des études sur quelques variétés de légumes. En particulier, en 1929 il présente un travail sur les asperges où il définit les différentes variétés d'asperges par un ensemble de caractéristiques observables et il estime le prix implicite de chacune de celles-ci. Il montre ainsi que les consommateurs s'avèrent être particulièrement sensibles à la tonalité de vert et à la longueur de la tige.

Quelques dix années s'écoulaient avant que l'approche hédonique ne suscite de nouveau un intérêt à travers la contribution de Andrew Court (1939) qui donne son nom à la méthode. Le mot hédonique se réfère au degré de confort ou de plaisir que les caractéristiques du bien apportent aux consommateurs. Le travail de Court porte sur les automobiles. Il faut savoir qu'entre 1925 et 1935, selon les indices de prix officiels, estimés à partir des prix moyens, le prix de l'automobile avait augmenté de 45% et que la pression était forte pour que *General Motors* baisse ses prix afin de maintenir la consommation et l'emploi. Court qui à l'époque travaillait pour l'*Automobile Manufacturers Association* savait que la qualité des

automobiles avait aussi changé (verre de sécurité, changement de vitesse, moteurs plus puissants, ...) et dans son article il montre que la variation des prix de l'automobile sur la période avait été moins que proportionnelle à l'évolution de la qualité. De plus, à qualité constante, le prix avait même baissé de 55%.

Hormis le papier de Stone (1956) relatif aux boissons alcoolisées, la contribution méthodologique de Court (1939) ne trouve aucun écho durant les deux décennies qui suivent, avant que Griliches (1961) et Adelman et Griliches (1961), dans des applications aux prix des automobiles, ne la remettent à l'ordre du jour. Se développe alors une large littérature hédonique. Si l'automobile semble, durant toute cette période, le domaine d'application privilégié de cette méthode, des domaines multiples et variés sont maintenant investis. Ainsi Musgrave (1969) s'intéresse aux logements, Dean et De Podwin (1961) aux appareils électriques, Fetting (1963) aux tracteurs, Dhrymes (1967) aux réfrigérateurs et Gavett (1967) aux machines à laver.

Quelques années plus tard paraissent les travaux théoriques de Lancaster (1966) et Muth (1966) qui fournissent les bases théoriques nécessaires à la méthode hédonique. Ces travaux mettent en place une approche nouvelle de la théorie du consommateur dont l'ambition est clairement de combler le vide théorique laissé par l'approche traditionnelle. Est notamment remise en cause une des hypothèses fortes de la théorie microéconomique traditionnelle, à savoir l'hypothèse d'homogénéité.² D'après l'article de Maleyre (1997), les conséquences d'une telle hypothèse sont, en premier lieu, l'incapacité de la théorie microéconomique traditionnelle à traiter la diversité de qualité des biens existants et l'apparition de biens

²Un bien homogène est tel que deux quantités égales de ce bien sont considérées comme équivalentes par les agents.

nouveaux, autrement dit le processus de différenciation des biens. *“Le principe consistant à décrire les biens disponibles non par une simple mesure de quantité, mais par une suite de caractéristiques, conduit à des solutions que les économistes ont le devoir d’explorer : si le traitement de la variété en tant que telle paraît hors de portée de toute construction théorique (et contraire à sa nature), il est en effet prometteur de ramener la multitude de modèles et variétés d’un bien particulier à un nombre restreint de caractéristiques”* (Maleyre (1997), p. 23).

La seconde conséquence, liée à la précédente, est la relative pauvreté des conclusions qu’on peut obtenir, en ce qui concerne les comportements de demande et d’offre et sur les relations de substituabilité et de complémentarité entre biens. Si l’on considère, par exemple, le marché du logement *“tout ce que nous pourrions dire en effet est que les ménages demandent plus ou moins de logement, ce qui peut être intéressant lorsqu’on se place au niveau global, mais reste insuffisant si l’on veut comprendre le fonctionnement des marchés du logement à un niveau plus fin”* (Maleyre (1997), p. 23). Également, en ce qui concerne la substituabilité ou la complémentarité des biens, la théorie traditionnelle ne permet pas d’expliquer pourquoi tels biens sont complémentaires et tels autres substitués. Traiter les biens comme des ensembles de caractéristiques nous permet, par contre, de déterminer les caractéristiques comparables et répondant à un même besoin qui rendent ces biens similaires et qui justifient ainsi leur substituabilité. *“Pour en revenir au logement, il pourrait être intéressant de savoir par exemple comment les ménages arbitrent entre taille et qualité du logement et entre taille et localisation...”* (Maleyre (1997), p. 23).

La “Nouvelle Théorie du Consommateur”³ s’attache ainsi à résoudre le prob-

³D’après le titre de l’oeuvre de Lancaster (1966; 1971) : “A New Approach to Consumer

l'absence du traitement explicite de l'hétérogénéité des biens et du choix des variétés en considérant comme objet d'analyse non les biens eux-mêmes mais leurs caractéristiques.

2.2.2 Le modèle de Sherwin Rosen (1974)

La clef de voûte de la théorie des prix hédoniques réside sans aucun doute dans la contribution de Sherwin Rosen (1974) qui fut le premier à s'intéresser aux fonctions des prix hédoniques en terme d'équilibre de marché. Il montre que si, du point de vue théorique, la recherche des fonctions de demande et d'offre de biens différenciés s'avère impossible sans hypothèses fortes, on peut par contre contourner économétriquement cette difficulté par une procédure en deux étapes.

Dans les sections qui suivent, nous présentons de façon exhaustive le modèle mettant en lumière les difficultés techniques pour déterminer l'équilibre et en quoi consiste la procédure en deux étapes.

Les hypothèses de base du modèle

Soit une classe de biens différenciés faisant l'objet d'un marché, la classe des logements par exemple. Chaque bien est décrit par un nombre fini $K \in \mathbb{N}$ de caractéristiques et peut être repéré dans un plan K -dimensionnel par un vecteur de coordonnées $\mathbf{c} = (c_1, c_2, \dots, c_K) \in \mathbb{R}_+^K$ où $c_k, \forall k = 1, \dots, K$, désigne la quantité de la k -ième caractéristique contenue dans ce bien. Un logement, par exemple, se définit, d'une part, par des caractéristiques privées décrivant le logement lui-même (superficie, nombre de pièces, niveau d'équipement et de confort, etc.)

Theory".

et, d'autre part, par des caractéristiques environnementales décrivant l'environnement physique et social du logement (proximité d'espaces verts, d'équipements socio-culturels et sportifs, etc.).

Les composantes de c sont mesurées de façon objective, au sens où les perceptions des quantités des caractéristiques contenues dans chaque bien sont identiques pour tous les consommateurs, même si les consommateurs peuvent différer dans leur évaluation subjective des paniers alternatifs. En poursuivant l'exemple du logement, la qualité des écoles dans une commune donnée, dont on admettra qu'elle constitue l'une de multiples caractéristiques affectant la valeur du logement, peut être mesurée par des indicateurs objectifs comme par exemple le taux de réussite ou d'échec scolaire, mais il est vraisemblable qu'un couple ayant à charge des enfants en âge d'être scolarisés et un couple de retraités n'aient pas la même appréciation de ces indicateurs.

Enfin, il est supposé que les consommateurs font face à un "continuum" ou "spectre" de biens différenciés et donc à un éventail de choix illimité. Cette hypothèse, que L.M. Court (1941) a introduite le premier, permet l'utilisation de l'analyse marginale plutôt que l'utilisation des méthodes de programmation linéaire demandées par la modélisation de Lancaster (1966). Il s'agit d'une hypothèse forte puisqu'elle implique que les consommateurs soient à même de trouver le bien qui correspond exactement à leurs attentes.

Chaque bien différencié, repéré par un vecteur de caractéristiques donné, s'échange à un prix fixé par les conditions de l'offre et de la demande de sorte que le marché révèle implicitement une fonction $p(c) = p(c_1, c_2, \dots, c_K)$ reliant les prix des biens considérés aux caractéristiques intrinsèques qui leur sont associées. Cette fonction $p(\cdot)$, dénommée *fonction des prix hédoniques*, satisfait aux

hypothèses suivantes : (i) elle est définie et continue sur \mathbb{R}_+^K ; (ii) est de classe C^2 ; (iii) est croissante par rapport à chacun de ses arguments.

La fonction des prix hédoniques est *a priori* non-linéaire. Comme nous le verrons plus loin, de la non-linéarité de la fonction découle l'ensemble des problèmes économétriques rencontrés dans la détermination empirique de la fonction des prix hédoniques et des fonctions inverses de demande et d'offre de caractéristiques.

Le prix de chacune des variétés échangées est établi par confrontation entre l'offre et la demande pour la variété considérée. Autrement dit, il existe autant de marchés que de biens différenciés, et donc, bien que ces marchés soient étroitement liés, il n'y a aucune raison pour que de ce mécanisme de fixation des prix résulte une fonction des prix hédoniques linéaire. L'hypothèse de linéarité est toutefois soutenable, en particulier lorsqu'il est donné aux consommateurs la possibilité de réaliser des arbitrages. Rosen exclut cependant, contrairement à Lancaster (1966) et à Muth (1966), toute possibilité d'arbitrage qui lui semble trop irréaliste : *"For example, in terms of one characteristic, two 6-foot cars are not equivalent to one 12 feet in length, since they cannot be driven simultaneously; while a 12-foot car for half a year and a 6-foot car for the other half is not the same as 9 feet all year around."* (Rosen (1974), p. 38).

Le choix du consommateur

Suivant Lancaster (1966) et Muth (1966), Rosen considère que l'utilité dérive des propriétés intrinsèques qui définissent les biens et non pas des biens eux-mêmes. Les préférences ordinales d'un consommateur représentatif sont ainsi traduites analytiquement par une fonction d'utilité notée $U = (x, c_1, c_2, \dots, c_K)$ dont les arguments sont, respectivement, la quantité consommée d'un bien com-

posite posé comme numéraire et les quantités consommées des différentes caractéristiques du bien différencié. Cette fonction satisfait les hypothèses usuelles des fonctions d'utilité : $U(\cdot)$ est définie et continue sur \mathbb{R}_+^{K+1} ; (ii) est de classe C^2 ; (iii) est strictement croissante par rapport à chacun de ses arguments et (iv) elle est strictement concave.

Le consommateur cherche la meilleure allocation possible de son revenu y entre consommation du bien composite et consommation du bien différencié, étant entendu par meilleure celle lui procurant la plus grande satisfaction. Il choisit donc le vecteur de consommation $(x, c_1, c_2, \dots, c_K)$ qui résulte du programme d'optimisation suivant

$$\max_{(x, \mathbf{c})} U(x, \mathbf{c})$$

sous la contrainte budgétaire

$$x + p(\mathbf{c}) \leq y, \quad (2.1)$$

où y et $p(\mathbf{c})$ sont des données exogènes. La solution optimale de ce problème, notée (x^*, \mathbf{c}^*) , doit satisfaire le système formé par les $(K+1)$ conditions suivantes

$$\frac{U_{c_k}(\mathbf{c}^*, x^*)}{U_x(\mathbf{c}^*, x^*)} = p_{c_k}(\mathbf{c}^*), \quad \forall k = 1, \dots, K \quad (2.2)$$

$$x^* + p(\mathbf{c}^*) = y. \quad (2.3)$$

Ces conditions nécessaires d'optimalité sont en outre suffisantes compte tenu des hypothèses formulées précédemment et d'autres hypothèses spécifiées par Intriligator (1971). L'utilité du consommateur est maximum lorsqu'il consomme l'allocation optimal qui découle du programme (2.1) ci-dessus. Elle correspond à

$$u^* = U(\mathbf{c}^*, x^*).$$

Le consommateur détermine ensuite ce qu'il est prêt à payer au maximum pour toutes les combinaisons possibles des différentes caractéristiques du bien différencié. Le consommateur construit ainsi une "fonction d'enchère" $\theta(c_1, c_2, \dots, c_K; u, y)$, qui dépend du revenu y et du niveau d'utilité u . Cette fonction d'enchère est telle que :

$$U(y - \theta, c_1, c_2, \dots, c_K) = u.$$

La dérivée de la fonction d'enchère par rapport à l'une des caractéristiques du bien différencié représente la somme maximum que le consommateur est prêt à payer pour obtenir une unité supplémentaire de cette caractéristique, toute chose égale par ailleurs et donc à niveau d'utilité constant. Il s'agit de l'inverse de la fonction de demande compensée.

Dès lors que $p(\mathbf{c})$ est le prix minimum qu'il doit payer pour le bien différencié, l'utilité du consommateur est maximisée quand

$$\theta(\mathbf{c}^*; u^*, y) = p(\mathbf{c}^*), \quad (2.4)$$

$$\theta_{c_k}(\mathbf{c}^*; u^*, y) = p_{c_k}(\mathbf{c}^*), \quad \forall k = 1, \dots, K. \quad (2.5)$$

L'optimum est donc atteint quand les surfaces définies par $p(\mathbf{c})$ et $\theta(\mathbf{c}^*; u^*, y)$ sont tangentes, c'est-à-dire lorsque la pente de la fonction d'enchère et le prix marginal du bien différencié sont égaux pour toutes les caractéristiques.

Cette version simplifiée du modèle où il y a un seul agent représentatif ne permet de déterminer qu'un point de la fonction de prix. Pour la décrire complètement, il est nécessaire d'introduire la non identité des consommateurs.⁴

⁴Une généralisation du modèle est de supposer que le consommateur puisse consommer

Le choix du producteur

On reprend ici le même raisonnement que pour le consommateur. Notons $M(\mathbf{c})$ la quantité de bien différencié réalisée par le producteur pour une combinaison des caractéristiques \mathbf{c} du bien différencié donné.⁵ Soit $C(M, \mathbf{c}; \beta)$ la fonction de coût de production, où β est un vecteur de paramètres propre à chaque établissement représentant notamment les prix des facteurs et les paramètres de la fonction de production. Chaque établissement choisit $\tilde{M}(\cdot)$ et \mathbf{c} de façon à maximiser son profit qui est donné par

$$\pi = Mp(\mathbf{c}) - C(M, \mathbf{c}).$$

Il est maximisé lorsque

$$\frac{C_{c_k}(M^*, \mathbf{c}^*)}{M} = p_{c_k}(\mathbf{c}^*), \quad \forall k = 1, \dots, K \quad (2.6)$$

$$C_M(M^*, \mathbf{c}^*) = p(\mathbf{c}^*). \quad (2.7)$$

De la même façon que pour le consommateur, chaque producteur se voit affecter une "fonction d'acceptation", $\phi(c_1; c_2, \dots, c_K; \pi, \beta)$, qui représente le prix minimum qu'il est prêt à accepter pour produire et vendre des combinaisons de quantités des caractéristiques du bien différencié, à profit constant. On peut alors réécrire le profit sous la forme

$$\pi = M\phi - C(M, \mathbf{c}).$$

plusieurs unités du bien différencié.

⁵Rosen suppose que l'entreprise est composée par un ensemble d'établissements, chacun spécialisé dans la production d'une variété du bien différencié. Il n'y a pas de coûts partagés par les différentes unités de production. Chaque établissement prend donc ses décisions de production indépendamment des autres.

La dérivée de cette fonction d'acceptation par rapport à l'une des caractéristiques du bien représente le prix minimum que le producteur est prêt à accepter pour une unité supplémentaire de cette caractéristique, toute chose égale par ailleurs. Rosen appelle cette dérivée l'inverse de la fonction d'offre compensée (*profit-compensated supply function*) pour la caractéristique considérée.

Dès lors que $p(c)$ est le prix maximum pour lequel le producteur peut vendre son bien, l'optimum est atteint quand

$$p(c^*) = \phi(c^*; \pi^*, \beta) = C_M(M, c_1^*, c_2^*, \dots, c_K^*)$$

$$p_{c_k}(c^*) = \phi_{c_k}(c^*; \pi^*, \beta), \quad \forall k = 1, \dots, K.$$

Le résultat de la maximisation du profit sous contrainte de coûts égalise la fonction d'offre compensée au prix marginal pour toutes les caractéristiques. Le producteur détermine ainsi ses offres optimales des caractéristiques du bien, et donc la variété du bien qui maximisera son profit.

Equilibre

L'équilibre sur le marché du bien différencié est atteint lorsque la demande pour chaque variété est égale à l'offre. Il est représenté par le lieu des points d'intersection entre les inverses des fonctions de demande compensées et les fonctions d'offre compensées. La surface issue de ces intersections est la fonction des prix hédoniques.

Dans la suite de son article, Rosen montre à travers un simple exemple les difficultés qu'on rencontre dans la détermination de l'équilibre. Dans son exemple, il suppose que le bien différencié est défini par une seule caractéristique, donc

$k = 1$. Par conséquent, les différentes variétés se distinguent par leur contenu de c_1 . Rosen considère d'abord un horizon temporel à court terme où un nouveau producteur n'a pas le droit d'accéder au marché. La distribution d'établissements selon la qualité est donnée *a priori* et suit une loi uniforme. La fonction de densité dans un voisinage de c_1 est $g(c_1)dc_1 = kdc_1$ pour $\underline{c} < c_1 < \bar{c}$, où k est une constante et \underline{c} et \bar{c} sont déterminés de façon exogène.

La fonction de coûts est commune à tous les établissements : $C(M, c) = \frac{\alpha}{2} M^2 c_1^2$.

Le marché révèle un prix et chaque établissement décide combien produire sur la base de la condition (2.7), à savoir que la quantité produite est telle que le prix de marché est égal au coût marginal de production. La fonction d'offre qui en résulte est $M(c_1) = \frac{p}{\alpha} c_1^2$. La quantité offerte dans le voisinage de c_1 sera donc

$$Q^o(c_1)dc_1 = g(c_1)M(c_1)dc_1 = \frac{k p(c_1)}{c_1^2} dc_1. \quad (2.8)$$

Dans cette économie, il y a N consommateurs, $i = 1, \dots, N$, ayant le même revenu y et une fonction d'utilité linéaire en x et c_1 , $U_i(x, c_1) = x + \rho_i c_1$. On suppose que ρ suit une loi uniforme. La fonction de densité est $f(\rho)d\rho = b d\rho$, pour $\underline{\rho} < \rho < \bar{\rho}$, où b est une constante et $\underline{\rho}$ et $\bar{\rho}$ sont, respectivement, le plus petit et le plus grand taux marginal de substitution dans la population. Chaque consommateur partage ses ressources entre le bien composite et une unité du bien différencié de façon à maximiser son utilité. La condition à respecter est donc $p_{c_1} = \rho$. En utilisant cette condition, la quantité demandée de c_1 est

$$Q^d(c_1)dc_1 = f(c_1)p_{c_1} dc_1 = b p''(c_1) dc_1. \quad (2.9)$$

Pour tout niveau de qualité, le prix doit être tel que la demande est égale à l'offre. Il y en résulte que $p(c_1)$ doit satisfaire l'équation différentielle suivante

$$\frac{k}{b\alpha} \frac{p}{c_1^2} = \frac{\partial^2 p}{\partial^2 c_1^2},$$

dont la solution est

$$p = \beta_1 c_1^r + \beta_2 c_1^s,$$

où β_1 et β_2 sont des constantes déterminées par les conditions de limite;⁶ r et s sont des nombre réels définie par $r^2 - r - \frac{\alpha}{bk} = 0 : r = \left(1 + \frac{\sqrt{1+4\frac{\alpha}{bk}}}{2}\right) > 0$ et $s = \left(1 - \frac{\sqrt{1+4\frac{\alpha}{bk}}}{2}\right) < 0$.

Cet exemple peut être généralisé en supposant que les producteurs peuvent choisir non seulement les quantités mais aussi la qualité du bien différencié. Dans ce cas-là, il n'est pas toujours possible de trouver des solutions fermées pour l'équation différentielle résultant de l'égalisation de l'offre à la demandé.

Rosen considère ensuite un horizon temporel de long terme où les firmes peuvent faire varier librement la qualité et construire aussi des établissements de production de taille optimale. Il montre que la fonction des prix hédoniques est complètement déterminée par l'offre.

La conclusion de cet exemple est qu'il est possible de déterminer la fonction des prix et la distribution des variétés du bien produites seulement si l'on introduit un nombre suffisant de restrictions au modèle. Mais en général le modèle est beaucoup plus complexe que celui décrit dans l'exemple ci-dessus. Si, par exemple, le revenu n'est pas le même pour tous les individus ou s'il ne suit pas

⁶Pour l'illustration de ces conditions, nous renvoyons directement à l'article de Rosen.

une loi "simple" à l'intérieur de son intervalle de définition, il sera alors difficile de définir le modèle complètement. En outre, si le bien est décrit par plusieurs caractéristiques, on devra résoudre un ensemble d'équations différentielles.

La procédure à deux étapes

Rosen suggère alors une méthode alternative pour déterminer la fonction des prix et les paramètres qui caractérisent les fonctions de demande et d'offre. Il s'agit d'une méthode d'estimation en deux étapes : dans la première étape, on estime la fonction des prix hédoniques en régressant le prix du bien différencié par rapport à ses caractéristiques. La dérivée de la fonction des prix par rapport à chaque caractéristique correspond au prix hédonique (ou implicite) d'équilibre de la caractéristique considérée. Dans la deuxième étape, on considère le système de deux équations suivant qui permet de déterminer le prix d'équilibre sur le marché de la k -ième caractéristique, i.e. celui qui permet d'ajuster l'offre à la demande :

$$p_{c_k}(c) = F^k(c, v_d) \quad (2.10)$$

$$p_{c_k}(c) = G^k(c, v_o). \quad (2.11)$$

Les prix implicites estimés à la première étape sont introduits comme variables dépendantes dans, respectivement, l'inverse de la fonction de demande compensée et l'inverse de la fonction d'offre compensée de la k -ième caractéristique, avec $k = 1, \dots, K$.

L'inverse de la fonction de demande compensée, notée par $F^k(c, v_d)$, est fonction des caractéristiques du bien et des variables résumées par le vecteur

v_d représentant les revenus et les préférences des consommateurs, comme par exemple le revenu du travail, l'âge, le niveau d'éducation, etc.

L'inverse de la fonction d'offre compensée, notée par $G^k(c, v_o)$, est fonction elle aussi des caractéristiques du bien et du vecteur v_o (équivalent au vecteur β de la sous-section de ce chapitre intitulée "Le choix du producteur") contenant les variables relatives aux prix des facteurs de production et aux paramètres de la fonction de production.

La résolution de ce système pose toute une série de problèmes d'identification que Rosen résume dans les quatre situations suivantes :

1. Si β est le même pour tous les établissements de production, alors v_o n'apparaît pas dans l'équation (2.11) et à l'équilibre la fonction des prix hédoniques estimée à la première étape identifie la fonction d'offre.
2. Si les acheteurs sont identiques, v_d disparaît de l'équation (2.10) et à l'équilibre la fonction des prix hédoniques estimée à la première étape identifie la fonction de demande compensée.
3. Si les acheteurs sont identiques et également les vendeurs, alors il y a une seule fonction d'enchère qui est tangente à la fonction d'acceptation et on échange une seule variété du bien dans le marché. Le problème devient banal car il n'y a pas différenciation de produit.
4. Si v_d et v_o ont une variance non nulle, ce qui signifie que les acheteurs sont différents entre eux et également les vendeurs, pour résoudre le système il faut que la fonction des prix hédoniques estimée à la première étape soit nécessairement non-linéaire. En effet, si la fonction des prix hédoniques était linéaire, les prix implicites seraient constants, à savoir indépendants

des différentes variétés du bien échangées sur le marché, donc ils auraient une variance nulle au sein de l'échantillon.

Le cadre général de l'analyse de la demande et de l'offre pour les caractéristiques d'un bien différencié est ainsi posé. La quasi-totalité des travaux empiriques portant sur l'analyse de la demande et de l'offre des caractéristiques d'un bien différencié citent Rosen comme étant le fondateur théorique de la méthode même si, comme l'observe Malpezzi (2002) "*Rosen had little to say about how the estimation of such structural parameters might be carried out*".

Quelques années plus tard l'article de Sherwin Rosen (1974), James Brown et Harvey Rosen (1982) montre par un simple exemple la faiblesse principale de la procédure de Rosen qui peut être synthétisée dans la façon suivante : en absence de restrictions sur la fonction des prix hédoniques formulées *ex ante*, la seconde étape ne fait que reproduire l'information apportée par la première étape. En effet, dans la première étape, les informations sur les quantités sont transformées en information sur les prix des caractéristiques et dans la seconde étape les prix des caractéristiques sont calculés à partir des quantités. Comme résultat de leur exemple, Brown et Rosen ont que les paramètres estimés des fonctions de demande et d'offre inverses sont identiques à une constante multiplicative près à ceux de la fonction des prix hédoniques. Dans la conclusion de leur article, Brown et Rosen admettent que même s'ils ont montré le point faible de la procédure de Rosen, ils n'arrivent pas à formuler un ensemble de conditions générales permettant d'identifier les paramètres des fonctions de demande et d'offre pour les caractéristiques du bien différencié. Nous rappelons ici, par ordre chronologique, les études qui pour nous sont les plus importantes dans le développement de cette branche de la littérature : Bartik (1987), Epple (1987), Kahn et Lang (1988), Heckman (1999),

Heckman *et alii* (2002), Ekeland *et alii* (2001 ; 2004).

2.2.3 Perspectives théoriques de la méthode

Sheppard (1999) présente quelques lacunes de la méthode hédonique qui n'ont pas encore été abordées par les économistes de ce domaine et qui constituent des perspectives de recherche futures. Dans ce paragraphe, nous nous concentrerons sur les faiblesses de l'approche liées aux aspects spécifiques au marché du logement qui le distinguent d'autres marchés de biens différenciés comme, par exemple, celui des céréales ou des automobiles. Sheppard considère trois caractéristiques propres au marché du logement qui sont riches d'implications pour la modélisation théorique :

1. Le marché du logement nécessite de la recherche. La collecte d'information sur les caractéristiques d'un logement de la part d'un potentiel acquéreur est sans doute coûteuse et on peut s'interroger sur la nature de la fonction des prix hédoniques. L'individu choisit le logement à acheter parmi les logements visités ou dont il a tous les renseignements pour effectuer son choix. Il est fort probable qu'il formule des propositions d'achat aux différents offreurs et qu'il continue sa recherche jusqu'à ce que l'augmentation attendue de l'utilité dérivant d'une recherche supplémentaire devienne inférieur au coût. De ce point de vue, le choix du logement peut être modélisé comme un processus d'appariement.
2. Le marché du logement est intrinsèquement spatial, à savoir les logements se différencient aussi par rapport à leur localisation dans l'espace. Cependant, dans la littérature, plusieurs études ne considèrent pas la localisation comme

une des caractéristiques du logement. Par conséquent, ces études ne sont pas à même de mesurer la valeur du logement propre à la localisation. L'importance de la localisation se manifeste quand tous les autres facteurs environnementaux susceptibles d'affecter la valeur du logement sont inclus dans l'analyse de sorte que le seul facteur qui distingue un logement d'un autre soit le coût de transport. Dans ce cas-là, la courbe d'enchère pour les localisations avec les meilleurs niveaux d'accessibilité aux différents services est déterminée par la fonction des coûts de transport.

3. Il existe deux marchés distincts pour le logement : celui du neuf et celui de l'occasion.⁷ Selon Sheppard (1999), la différence peut-être la plus importante entre le marché du logement et les marchés d'autres biens différenciés est la prédominance de logements de deuxième main (dits aussi logements anciens) dans les achats d'unités résidentielles. La proportion de logements neufs est en effet minoritaire dans la quasi-totalité des marchés résidentiels. Si cet aspect n'a pas de conséquences particulières dans l'analyse de la demande, i.e. les consommateurs choisissent le logement à acheter, nouveau ou ancien, qui maximise leur utilité, il devrait cependant être incorporé dans la modélisation de l'offre.

2.3 Application empirique de l'approche hédonique

Dans les applications empiriques de cette approche, le chercheur se trouve confronté à toute une série des problèmes qui peuvent se présenter lorsqu'on fait

⁷Nous rappelons qu'une des hypothèses de base du modèle de Rosen (1974) est que le marché d'occasion n'existe pas. Cela pour éviter des complications liées à la théorie du capital.

des estimations paramétriques sur des données en coupe ou sur des données longitudinales, notamment le choix de la spécification qui comprend le choix de la forme fonctionnelle et des variables explicatives. De plus, le chercheur doit définir les hypothèses sur le terme d'erreur qui sont généralement l'hypothèse de normalité des résidus, d'indépendance et d'homogénéité de la variance des résidus. Dans les paragraphes qui suivent nous présentons les divers problèmes rencontrés lors de l'application empirique de l'approche hédonique au marché du logement ainsi que les méthodes de traitement et de correction les plus adaptées dans ce cadre. Nous privilégions la modélisation paramétrique. C'est elle que nous utilisons dans les trois applications qui constituent les trois derniers chapitres de cette thèse. Cependant, dans la section relative au choix de la forme fonctionnelle (cf. section 2.3.2), nous fournissons quelques références bibliographiques sur l'approche semi-paramétrique et non paramétrique.

2.3.1 Analyse de données et choix de variables

L'analyse primaire est de détecter les observations erronées (par exemple, un "deux pièces" avec sept salles de bains) qui généralement sont supprimées et les observations aberrantes, définies comme les observations incompatibles avec le reste des données. Ces observations ne sont pas considérées comme aberrantes dans l'absolu mais par rapport à l'objectif de l'étude. Si l'étude porte, par exemple, sur l'évaluation des transactions du parc résidentiel dans une localité donnée, il faudra éviter d'inclure à la fois des propriétés "haut de gamme" (comme des villas avec piscine ou cours de tennis) et des propriétés "bas de gamme" (comme des chambres de bonne). Le cas échéant, i.e. si le marché comporte plusieurs genres de sous-marchés, on devra délimiter des sous-secteurs d'analyse qui permettront

d'ajuster en conséquence les prix établis par le modèle.

Le niveau d'hétérogénéité de l'échantillon dépend aussi de l'ampleur du territoire englobé dans l'analyse. Délimiter un trop grand territoire, qui regroupe en réalité plusieurs sous-marchés, risque de détériorer la performance prédictive du modèle, à moins d'augmenter en conséquence le nombre de variables explicatives. Au contraire, le choix d'un territoire trop restreint réduira l'univers d'application de l'instrument d'évaluation ainsi élaboré (Des Rosiers (2001)). Il faudra également considérer l'éventuelle dimension temporelle des données. Dans la plupart des modèles empiriques appartenant à cette littérature, l'effet du temps sur la valeur du logement est représenté par des variables indicatrices de l'unité temporelle choisie (année, semestre, trimestre, ...).

Nous présentons dans les deux sous-sections ci-dessous quelques aspects particulièrement importants liés au choix de la variable dépendante et des variables indépendantes.

Variable dépendante

Généralement, la valeur du logement est représentée dans les modèles hédoniques par le prix de vente (ou plus rarement par celui d'offre), le loyer ou encore par la valeur déclarée par le propriétaire.

Lorsqu'on considère le loyer, il faut faire attention aux conditions prévues par le contrat de location, notamment si les charges sont incluses dans le loyer ou pas. Si elles ne sont pas incluses dans le loyer, on essaie généralement de se procurer les données sur leur montant pour les ajouter au loyer et obtenir ainsi un loyer brut qui rend les différents loyers comparables (correspondant à des services similaires). Les dépôts ou l'argent versés à titre de caution peuvent être annualisés selon un

certain taux de capitalisation et ajoutés au montant du loyer (voir, par exemple, Malpezzi (1998)). Alternativement, on peut considérer le loyer comme variable dépendante et introduire une variable muette comme variable indépendante qui indique si les charges sont comprises dans le loyer ou pas, de façon à ce que les coefficients estimés, à l'exception de celui de cette variable muette, contribuent à déterminer un indice de loyer net de charges.

Si l'on utilise la valeur du logement estimée par le propriétaire ou le locataire comme variable dépendante, on doit faire face à d'autres problèmes de mesure. On peut principalement s'interroger sur la précision de telles évaluations. Plusieurs études ont traité ce problème, comme par exemple Kain et Quigley (1972), Follain et Malpezzi (1981) et Goodman et Ittner (1992). Les premiers (Kain et Quigley, Follain et Malpezzi) concluent que si les variances des évaluations des propriétaires sur leur propre logement sont élevées, les biais sont par contre modestes. Donc si l'on dispose d'échantillons assez larges, les modèles hédoniques fondés sur les évaluations des propriétaires sont suffisamment fiables. Goodman et Ittner, toutefois, suggèrent un peu plus de prudence car ils trouvent de biais plus importants.

La plupart des articles empiriques appliqués au marché du logement utilisent le prix de vente comme variable dépendante. Il est généralement plus précis que l'évaluation faite par le propriétaire et il engendre donc moins de biais. Toutefois, le prix de vente déclaré lui-même ne correspond pas toujours au prix réellement payé. Acheteurs et vendeurs ont tous l'intérêt à déclarer un moindre prix (mais supérieur en tout cas à la valeur donnée au logement par le bureau cadastral) de façon à payer moins d'impôts liés à la transaction. Le fait de considérer le prix d'offre au chapitre 3 nous épargne ce type de biais même si, d'après les profes-

sionnels, il n'y pas une sous-déclaration systématique en France contrairement à d'autres pays. Un autre biais qu'il peut se vérifier lorsqu'on considère le prix de vente est dû au fait que les logements vendus peuvent ne pas être représentatifs de tout le parc des logements. Plusieurs études ont été menées pour tester l'existence et l'ampleur de ce biais et il résulte qu'il est presque toujours modeste (Malpezzi (1998)). Il y a toute une partie de la littérature orientée vers la méthode de ventes répétées pour la construction d'indices de prix plutôt que sur les prix hédoniques qui présente différentes méthodes de sélection de l'échantillon ou de correction du biais de sélection (voir, par exemple, Ihlanfeldt et Martinez-Vazquez (1986), Cho (1996), Gatzlaff et Haurin (1994, 1997)).

Variables indépendantes

Il est primordial d'avoir accès à une base de données suffisamment riche qui compte un grand nombre de caractéristiques décrivant non seulement l'unité d'évaluation (le logement), mais également le voisinage, les éléments d'accessibilité et de proximité aux services ainsi que les différentes externalités urbaines, tant positives que négatives.⁸ En incluant les caractéristiques environnementales et d'accessibilité dans la fonction des prix hédoniques, nous supposons qu'il existe des marchés implicites pour elles-aussi.

D'un point de vue économétrique, le choix des caractéristiques définissant la qualité du logement fait face à deux problèmes principaux : le problème de la multicolinéarité et le problème des variables omises.

⁸Pour les études visant à déterminer les fonctions de demande et d'offre (qui ne s'arrêtent donc pas à la première étape du modèle de Rosen (1974) mais qui traitent la deuxième aussi), il sera indispensable d'avoir des données sur les caractéristiques socio-démographiques des ménages et sur les facteurs caractérisant l'offre.

La régression linéaire multiple requiert en principe que les variables explicatives du modèle soient indépendantes les unes des autres. Dans le cas contraire, il y a présence de multicolinéarité, un problème classique en évaluation de masse et qui tient à la nature même des données immobilières. Il importe ici de préciser que les effets de multicolinéarité (instabilité et incohérence des coefficients de régression ; tests statistiques invalidés) sont fonction du degré de gravité du problème. L'analyse de la table des coefficients de corrélation est sans doute utile pour détecter une forme de dépendance linéaire entre toute paire de variables indépendantes. Une revue des travaux empiriques de cette littérature nous fait conclure comme Des Rosiers (2001) qu'*une certaine corrélation entre les variables explicatives est, à toutes fins pratiques, inévitable et sans conséquences fâcheuses. C'est la présence de corrélations excessives (généralement supérieures à 80-90%) caractérisant la multicolinéarité imparfaite qui risque de poser problème*". La multicolinéarité peut être mise en évidence par l'application de l'indice de conditionnement et du Facteur d'Inflation de la Variance (VIF).

L'indice de conditionnement correspond au rapport $\kappa = \frac{\lambda_1}{\lambda_K}$, où λ_1 et λ_K sont, respectivement, la plus grande et la plus petite valeur propre de la matrice des corrélations. Le déterminant de la matrice des corrélations est égal au produit des valeurs propres. Ainsi, des problèmes numériques ou des variances excessives des coefficients estimés apparaissent dès que les dernières valeurs propres sont relativement trop petites. En pratique, si $\kappa < 100$ on considère qu'il n'y a pas de problème. Celui-ci devient sévère pour $\kappa > 1000$.

Le facteur d'inflation de la variance associé à la variable c_k est $V_k = \frac{1}{1-R_k^2}$, où R_k^2 désigne le coefficient de détermination de la régression de la variable c_k sur les autres variables explicatives. R_k est alors un coefficient de corrélation multiple.

Plus c_k est linéairement proche des autres variables explicatives et plus R_k est proche de 1 et il est possible de montrer que la variance de l'estimateur de β_k sera d'autant plus élevée. Cette variance est, par contre, minimum lorsque c_k est orthogonale au sous-espace engendré par les autres variables.

Nous tenons à préciser que le simple examen de la matrice des coefficients de corrélation permet de relever des liens linéaires dangereux de variables explicatives deux à deux mais est insuffisant pour détecter des liens plus complexes (multi-colinéarités). C'est donc l'inverse de cette matrice qu'il faut considérer en calculant les V_k ou encore les valeurs $(1 - R_k^2)$ qui sont appelées *tolérances*.

L'indice de conditionnement donne un aperçu global des problèmes de colinéarité tandis que les VIF, les tolérances ou encore l'étude des vecteurs propres associés aux plus petites valeurs propres permettent d'identifier les variables les plus problématiques.⁹

Une autre méthode pour résoudre le problème de colinéarité que nous n'avons pas appliquée mais qui mérite à notre avis d'être rappelée est l'analyse en composantes principales (ACP) visant à rechercher les m variables dites principales qui sont des combinaisons linéaires des variables initiales de variance maximale sous une contrainte d'orthogonalité. Plus précisément, les problèmes de colinéarité sont résolus en supprimant les variables principales de plus faibles variances. La solution obtenue présente aussi de meilleures qualités prédictives. Cependant, les coefficients de la régression s'appliquant aux composantes principales, un calcul complémentaire est nécessaire afin d'évaluer et d'interpréter les effets de chacune des variables initiales.

⁹Une référence complète sur ces techniques de diagnostic de multicollinéarité est Belsley *et alii* (1980).

Le second problème est celui des variables omises. Il est source de biais pour les coefficients estimés des caractéristiques incluses dans le modèle. Comme solution à ce problème, dans nos trois applications empiriques nous avons introduit une variable mesurant l'effet des caractéristiques dont nous n'avons pas l'information. Au chapitre 3,¹⁰ le manque d'information sur certaines caractéristiques spécifiques à la ville (notamment celles sociologiques), qui sont probablement corrélées avec les variables explicatives du modèle, nous a conduit à introduire le pourcentage de familles de la commune ayant un revenu non imposable comme mesure des attributs sociologiques de la commune. De même, aux chapitre 4 et 5, nous avons considéré une variable muette pour la localisation qui représente l'effet de toutes les caractéristiques environnementales qui contribuent à la qualité de vie dans la commune ou le quartier où le logement est situé.

En conclusion de ce paragraphe, nous présentons un dernier problème qui peut se rencontrer lors de la sélection des variables explicatives et qui doit faire réfléchir lors de la définition du modèle empirique et de la méthode d'estimation. Comme nous avons déjà eu l'occasion de le dire, la fonction des prix hédonique exprime une relation déterministe entre le prix du logement et ses caractéristiques. Or, il peut arriver que quelques caractéristiques ne soient pas exogènes. L'endogénéité des variables explicatives pose problème lors des estimations puisque l'espérance du terme d'erreur conditionnelle à la variable explicative n'est plus nulle et les estimateurs habituels présentent de biais. La méthode la plus générale pour traiter de tels cas est celle des variables instrumentales proposée à l'origine par Reiersol (1941) et développée plus tard par Durbin (1954) et Sargan (1958), parmi tant d'autres auteurs. Cette méthode présente plusieurs variantes, comme

¹⁰Cf. section 3.4.2, sous section intitulée "Variables sociologiques".

les doubles moindres carrés, les triples moindres carrés et la méthode généralisée des moments.

Si l'on dispose de procédures efficaces pour traiter ces biais, la difficulté dans la pratique consiste à trouver des instruments adéquats.

Nous citons, à titre d'exemple, le travail de Downes et Zabel (2002) qui analysent l'impact des caractéristiques scolaires sur les prix des logements pour la ville de Chicago. Ils observent que, comme les dépenses publiques au niveau local et le choix de localisation pourraient être déterminées simultanément, les variables relatives à l'imposition locale sur la propriété et au système scolaire (précisément les investissements publics par étudiants financés au niveau local et le résultat du test de réussite à l'école) seront très probablement endogènes. Cette supposition est confirmée par le test d'Hausman et ils utilisent les quatre variables suivantes comme instruments : la proportion d'enfants en âge scolaire, la proportion de logements en location, la proportion de la base d'imposition qui est de nature résidentielle et la valeur moyenne d'un étudiant.¹¹ Celles-ci sont, selon les auteurs, des instruments valides parce qu'elles représentent des facteurs de la demande qui influencent l'impôt sur la propriété et le système scolaire mais qui n'affectent pas directement le prix du logement.

Au chapitre 3 (cf. section 3.3.1), nous reviendrons le problème d'endogénéité et précisément sur ses deux différentes causes, à savoir les erreurs de mesure et la simultanéité (i.e. une ou plusieurs variables explicatives ne sont pas exogènes ou prédéterminées).¹²

¹¹La variable *Valeur moyenne d'un étudiant* correspond au rapport entre la valeur totale des habitations (établie par les autorités financières indépendamment de la valeur du marché et qui constitue la base d'imposition de l'impôt sur la propriété) et le nombre total d'étudiants dans le district scolaire.

¹²Pour une discussion détaillée sur l'exogénéité et la prédétermination, nous renvoyons à

2.3.2 Choix de la forme fonctionnelle

La théorie n'indique rien de précis sur la forme de la fonction des prix hédoniques hormis qu'elle n'est qu'exceptionnellement linéaire.¹³ Le choix de la forme fonctionnelle ne répond pas uniquement à des critères économétriques. Il influence aussi les prix marginaux implicites et la possibilité d'entreprendre la deuxième étape de l'analyse. Nous avons déjà montré, par exemple, que lorsqu'il y a une variabilité dans les facteurs définissant la demande et l'offre (ce qui est le cas le plus fréquent), il faut nécessairement que la fonction des prix hédonique soit non-linéaire pour pouvoir estimer les paramètres structurels de ces deux fonctions (cf. 1.2.4).

Avant les années 80, les deux formes fonctionnelles les plus couramment utilisées étaient les spécifications semi-logarithmique et logarithmique. Elles présentaient l'avantage d'être facilement estimées par les ordinateurs de l'époque. En plus de celui-ci, Malpezzi (2002) présente les autres avantages de ces deux formes fonctionnelles. En premier lieu, l'impact d'une unité supplémentaire d'une des caractéristiques du logement sur la valeur de celui-ci varie proportionnellement avec la taille et la qualité du logement lui-même. Par exemple, l'impact d'une troisième salle de bains dans un logement avec une seule chambre à coucher sera différent que dans un logement avec cinq chambres à coucher.¹⁴

En deuxième lieu, les coefficients de ces deux spécifications sont relativement

Davidson et Mackinnon (1993), section 18.2.

¹³ Comme on l'a déjà illustré dans la présentation du modèle de Rosen (1974), ce cas particulier apparaît lorsque les consommateurs ont toute possibilité d'arbitrage en choisissant et assemblant librement les caractéristiques du bien qu'ils souhaitent sans avoir à supporter de coûts de transaction. Les arguments de la fonction sont alors indépendants et exigent une spécification linéaire.

¹⁴ Tandis qu'il sera le même dans le cas d'une spécification linéaire. Voilà une autre raison pour ne pas utiliser une spécification linéaire.

simples à interpréter. Dans le cas d'une spécification semi-logarithmique,

$$\lg p_i(\mathbf{c}) = \alpha + \beta_1 c_{1i} + \beta_2 c_{2i} + \dots + \beta_K c_{Ki} + \varepsilon_i, \quad (2.12)$$

le coefficient β_k , pour $k = 1, \dots, K$, peut être interprété approximativement comme la variation en pourcentage de la valeur du logement pour une unité supplémentaire de la variable indépendante c_k , toute chose égale par ailleurs. Par exemple, si le coefficient estimé relatif à la variable "climatisation" est 0,219, cela signifie qu'équiper le logement de la climatisation augmente la valeur du logement de 22% environ. Nous soulignons que l'interprétation en pourcentage n'est qu'une approximation et qu'elle n'est pas nécessairement correcte pour les variables muettes. Halvorsen et Palmquist (1980) montrent qu'une meilleure approximation de la variation en pourcentage est donnée par $\exp(\beta_k) - 1$. Ainsi, si nous revenons à l'exemple de la climatisation, ajouter cet équipement augmentera la valeur du logement de $\exp(0,219) - 1 = 24\%$.

Dans le cas d'une spécification logarithmique,

$$\lg p_i(\mathbf{c}) = \alpha + \beta_1 \lg c_{1i} + \beta_2 \lg c_{2i} + \dots + \beta_K \lg c_{Ki} + \varepsilon_i, \quad (2.13)$$

le coefficient β_k , pour $k = 1, \dots, K$, correspond à la valeur de l'élasticité. Elle mesure, par conséquent, la variation en pourcentage de la valeur du logement suite à l'augmentation de 1% de la variable c_k , toute chose égale par ailleurs.

A partir des années 80, depuis l'article de Linneman (1980), les études hédoniques utilisent des formes fonctionnelles plus flexibles obtenues en exprimant la variable dépendante et éventuellement les variables indépendantes par une transformation Box-Cox. Dans le cas où la transformation s'applique seulement

à la variable dépendante,¹⁵ l'équation des prix hédoniques est

$$p_i(\lambda) = \sum_{k=1}^K \beta_k c_{ki} + \varepsilon_i, \quad (2.14)$$

où $p_i(\lambda) = \frac{p_i^\lambda - 1}{\lambda}$ si $\lambda \neq 0$ et $p_i(\lambda) = \ln(p_i)$ sinon.

Si la transformation est appliquée à la fois à la variable dépendante et à la fonction de régression, le modèle devient¹⁶

$$p_i(\lambda) = \sum_{k=1}^K \beta_k c_{ki}(\lambda) + \varepsilon_i. \quad (2.15)$$

Enfin, une troisième classe de modèles qui utilise une telle transformation est

$$p_i(\lambda) = \sum_{k=1}^m \beta_k c_{ki}(\lambda) + \sum_{k=m+1}^K \beta_k c_{ki} + \varepsilon_i, \quad (2.16)$$

où seuls les m premières variables indépendantes sont soumises à la transformée tandis que les autres $K - m$ ne le sont pas.

La littérature hédonique compte plusieurs articles concernant le choix de la forme fonctionnelle. Halvorsen et Pollakowski (1979) suggèrent de choisir la forme fonctionnelle qui approxime au mieux les données. Pour cela, ils recommandent d'utiliser la spécification Box-Cox qui est extrêmement flexible. Cassel et Mendelsohn (1985) observent que le fait de choisir la forme fonctionnelle sur la base du critère de la meilleure approximation aux données ne conduit pas nécessairement à des estimations plus fiables des prix implicites des caractéristiques. Crop-

¹⁵Modèle suggéré à l'origine par Box et Cox (1964).

¹⁶Ce modèle peut être généralisé en permettant à la valeur de λ utilisée pour transformer la variable dépendante d'être différente de la valeur (ou des valeurs) utilisée pour transformer les variables indépendantes.

per *et alii* (1988) approfondissent l'objection soulevée par Cassel et Mendelsohn (1985). Ils simulent plusieurs équilibres de marché pour différentes valeurs des paramètres définissant les fonctions d'utilité qui expriment les préférences des individus. Ils déterminent analytiquement les vrais prix d'équilibre qui sont ensuite utilisés pour comparer les résultats issus des estimations de différentes fonctions des prix hédoniques et les fonctions d'enchère marginales calculées à l'équilibre. Ils évaluent six formes de fonction des prix hédoniques : la forme linéaire, semi-logarithmique, quadratique, Box-Cox simple (correspondant à l'équation (2.14)) et Box-Cox quadratique (donnée par l'équation (2.16) car les variables muettes ne sont pas transformées). L'évaluation établit non pas quelle forme fonctionnelle approxime au mieux les données mais laquelle fournit des estimations fiables des dispositions marginales à payer pour les caractéristiques composant le bien différencié (le logement dans ce cas-là). Leur conclusion est la suivante : si toutes les caractéristiques du bien sont observables sans commettre des erreurs de mesure alors la meilleure forme fonctionnelle est donnée par le modèle Box-Cox simple tandis que le modèle Box-Cox quadratique s'avère être le pire. Si, par contre, on est dans l'impossibilité de considérer quelques caractéristiques importantes (par manque de données, par exemple) alors les meilleures formes fonctionnelles sont les plus simples, à savoir le modèle Box-Cox simple et les formes logarithmiques. Ils attribuent, en bonne partie, ce résultat au fait qu'en utilisant des formes quadratiques, chaque prix implicite dépend du nombre de coefficients plus élevé que dans le cas où l'on utilise des formes plutôt linéaires.

Une alternative à la modélisation paramétrique de la fonction des prix hédoniques est de recourir à une approche paramétrique ou semi-paramétrique qui permet d'inférer les prix des caractéristiques directement des données sans im-

poser des restrictions sur la relation entre le prix observé du bien différencié et les caractéristiques qui le composent. Les travaux de Knight *et alii* (1993), Pace (1993; 1995) et de Anglin et Gencay (1995) montrent que ces deux approches s'avèrent être plus robustes au choix de la spécification et aux erreurs de mesure que beaucoup d'estimations paramétriques.

2.3.3 Les hypothèses sur le terme d'erreur

Généralement, on suppose que les résidus de la fonction des prix hédoniques suivent une loi normale d'espérance nulle et de variance constante et qu'ils sont indépendants les uns des autres.

La violation de l'hypothèse de normalité a pour effet de fausser l'interprétation de l'erreur type de prévision, tant absolue que relative, puisque les intervalles de confiance ne correspondent plus aux propriétés de la courbe normale. De plus, les valeurs de la statistique du test de Fisher et du test de Student sont également affectées par le problème. Il est donc important de vérifier la normalité des résidus à l'aide de tests standard et d'analyses graphiques. Au chapitre 3, par exemple, nous utilisons la droite de Henri (*Normal QQplot*) qui met en relation les valeurs observées des résidus avec des valeurs construites sous l'hypothèse de normalité. Idéalement, on doit avoir l'identité, c'est-à-dire tous les points du graphe situés sur la droite.

La non satisfaction de cette hypothèse est parfois liée à des déficiences de la base de données qui n'ont pas été capturées lors de son analyse ou à une mauvaise spécification de la forme fonctionnelle ou des variables qui doivent donc être revue en conséquence.

Si la variance des résidus n'est pas homogène, on parle d'hétéroscédasticité.

Les coefficients du modèle de régression estimés par moindres carrés ordinaires restent sans biais, mais ils ne sont plus efficaces. Il y a plusieurs tests et graphiques pour détecter la présence d'hétéroscédasticité, comme par exemple le test de White (1980).¹⁷

Dans le cas où les aléas soient hétéroscédastiques avec une structure d'hétéroscédasticité déterminée par une fonction scédastique connue, il est possible d'estimer le modèle de régression multivarié par moindres carrés pondérés. Même si seule la forme de la fonction scédastique est connue, mais pas ses paramètres, le modèle peut être estimé par moindres carrés pondérés faisables ou par maximum de vraisemblance.¹⁸ Si, par contre, rien est connu sur la forme de la fonction scédastique, on peut estimer le modèle par moindres carrés ordinaires (dont les estimations seront convergentes) et utiliser un estimateur de la matrice de covariance des coefficients estimés robuste à l'hétéroscédasticité appelée aussi matrice de White.¹⁹ C'est cette matrice que nous utilisons dans l'annexe au chapitre 4 et au chapitre 5.

Enfin, les résidus du modèle de régression étant en principe liés au hasard doivent être indépendants les uns des autres. Dans le cas contraire, ces résidus sont confrontés au phénomène d'autocorrélation des erreurs. Dans les analyses en coupe transversale, qu'on rencontre souvent dans les études hédoniques appliquées au marché immobilier, il peut arriver qu'un facteur affectant un secteur géographique du marché étudié ait des répercussions analogues sur les secteurs voisins : il s'agit de l'autocorrélation spatiale. Ainsi, une opération de renouvelle-

¹⁷ Pour un exemple de diagnostic graphique, nous renvoyons au chapitre 5, section 5.3.

¹⁸ Pour plus de détails, nous renvoyons à Davidson et MacKinnon (1993), chapitre 9.

¹⁹ Les précurseurs de l'article de White (1980) où il présente cette matrice sont Eicker (1963, 1967) et Hinkley (1977).

ment urbain dans un quartier donné peut se traduire par une hausse des valeurs immobilières non seulement dans le quartier en question mais également dans les quartiers adjacents.

L'autocorrélation spatiale est responsable d'une portion non négligeable du pouvoir explicatif des modèles multivariés d'évaluation, ce qui met en évidence le rôle prépondérant qu'exercent les influences de voisinage sur les valeurs résidentielles. La mauvaise spécification du modèle constitue une autre cause fréquente d'autocorrélation : ainsi, l'omission d'une variable explicative importante, elle-même autocorrélée, tout comme l'adoption d'une forme fonctionnelle incorrecte pour décrire la relation entre la variable dépendante et les variables indépendantes, se répercuteront au niveau des erreurs, lesquelles deviennent, de ce fait, autocorrélées. En présence d'une forte autocorrélation, les coefficients de régression ne sont plus efficaces et les tests de spécification deviennent, par conséquent, invalides. Alors que l'autocorrélation temporelle, propre aux modèles en coupe transversale, peut être notamment détectée par le test de Darbin-Watson, la détection et le traitement de l'autocorrélation spatiale est plus complexe et implique le recours à des procédures des statistiques spatiales, telles que l'analyse par surface de tendance et le "krigeage" permettant de capturer les phénomènes de structuration de l'espace et de les réinsérer dans l'analyse de régression sous forme de variables ou de facteurs explicatifs.

Les problèmes liés à l'hétérogénéité et à l'autocorrélation spatiale ont pris une place de plus en plus importante dans l'analyse hédonique. Les premiers à s'intéresser aux effets de la localisation ont été Dubin (1988 et 1992), Can (1990 et 1992), Jayet (1993). D'autres contributions plus récentes sont Anselin et Bera (1998), Can et Megbolugbe (1997), Pace et Gilley (1997), Jayet (2001). Dans

l'annexe au chapitre 4 (cf. section 4.7), nous proposons une approche différente de ce type de littérature.

2.3.4 Estimation robuste des coefficients et validation finale du modèle empirique

Dans cette section, nous présentons des points communs à toute méthode d'estimation visant à améliorer la qualité des estimations en termes de fiabilité et robustesse des résultats issus de l'estimation. Le premier point consiste à détecter et éventuellement éliminer les points influents. Une observation est jugée influente si elle est capable de modifier significativement les coefficients d'estimation de l'équation de prix. Si l'on veut que l'estimation reflète l'ensemble de l'information de l'échantillon, il est important de ne pas garder ces observations. Au chapitre 5, nous utilisons comme mesure de l'influence la distance de Cook, définie par

$$D_i = \frac{1}{K} \frac{h_i}{1-h_i} \frac{e_i^2}{\hat{\sigma}^2(1-h_i)}, \text{ où}$$

K est le nombre des variables indépendantes,

h_i correspond à l' i -ème élément de la diagonale de la *hat matrix*,

e_i est le résidu estimé,

$\hat{\sigma}^2$ correspond à la variance des résidus estimée.

Si les observations détectées comme influentes à l'aide de cette mesure sont peu nombreuses, on peut les éliminer sans craindre de compromettre la représentativité de l'échantillon. Si, par contre, le nombre d'observations détectées est plus important, alors il faut traiter différemment le problème, en introduisant par exemple une variable dichotomique dans le cas où ces observations ont des particularités communes.

Cook et Weisberg (1982) suggèrent que les valeurs de D_i qui dépassent 50% de la distribution F (avec K et $N - K$ degrés de libertés) sont élevés.

Après l'estimation définitive du modèle, on passe à la validation statistique des hypothèses formulées lors de la définition du modèle empirique, comme par exemple l'hypothèse de normalité des résidus, d'homoscédasticité et d'indépendance des résidus (absence de corrélation).

Des Rosiers (2001) suggère une méthode de validation finale du modèle empirique retenu. Il observe que même si l'approche hédonique utilise tous les outils statistiques permettant de valider le modèle obtenu -tant globalement qu'au niveau des contributions spécifiques à chaque attribut résidentiel- le test ultime consiste à appliquer le modèle à une série de logements dont on connaît le prix de marché et les caractéristiques mais qui n'ont pas servi à sa construction. Ces transactions "indépendantes" -qui représentent environ 10% de l'échantillon après épuration- sont extraites de la banque de données de départ selon une procédure d'échantillonnage qui peut varier selon le cas.²⁰

2.4 Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons présenté les fondements théoriques de l'approche hédonique et les aspects à considérer lorsqu'on passe à son application empirique. Nous avons volontairement privilégié les aspects empiriques. Ce choix d'organisation du chapitre nous semble cohérent avec le coeur de cette étude qui est constituée par trois applications au marché du logement. Plus précisément, les trois études qui suivent ce chapitre portent sur ce qu'on appelle la première étape

²⁰Pour plus de détails, nous renvoyons directement à l'oeuvre citée.

de la procédure de Rosen (1974) qui permet de déterminer les paramètres inconnus de la fonction des prix hédoniques. Par conséquent, nous avons décrit soigneusement le modèle de Rosen et tous les problèmes empiriques qui peuvent se présenter lors de l'implémentation de la première étape. Nous n'avons pas approfondi la deuxième étape de la procédure de Rosen, qui permet de déterminer les paramètres structurels des fonctions de demande et d'offre des caractéristiques du bien différencié. Celle-ci est, en effet, fondée sur une littérature suffisamment riche pour donner lieu à une étude à part. Cependant, dans la section 2.1.2, nous avons fourni des références bibliographiques qui incluent les contributions tout à fait récentes développées par Heckman (1999), Heckman *et alii* (2002) et Ekeland *et alii* (2004). Nous n'avons pas présenté la dernière section de l'article de Rosen (1974) sur l'analyse du bien-être et l'indice de prix parce que ces deux points seront abordés, respectivement, aux chapitres 3 et 4 (cf. sections 3.6 et 4.2.1).

Chapitre 3

Une mesure de la valeur sociale des biens publics locaux : une analyse hédonique dans la région métropolitaine de Paris

3.1 Introduction

Nous savons¹ que si un bien est échangé sur un marché concurrentiel, la valeur sociale d'une *petite* augmentation de sa quantité est mesurée par son prix de marché, sous l'hypothèse que la distribution des revenus, qui donne lieu à l'équilibre de marché, soit considérée optimale. Mais lorsqu'on veut appliquer ce principe

¹Une version anglaise légèrement plus synthétique de ce chapitre, intitulée "Measuring the social value of local public goods : an Empirical Analysis within Paris Metropolitan Area" est en révision à *Applied Economics*. Elle a été écrite en collaboration avec Nicolas Gravel et Alain Trannoy.

à l'évaluation d'un *petit* projet public, la plupart des biens offerts à l'occasion de ce projet (comme, par exemple, une amélioration de la qualité des écoles publiques ou une augmentation des espaces verts dans le quartier), ne sont pas directement échangée sur des marchés concurrentiels. Pour leurs propriétés intrinsèques (non rivalité et non exclusion dans la consommation) ou pour des raisons politiques, ces biens appartiennent à la catégorie de biens publics. Comment l'institution responsable de la fourniture de ces biens peut alors obtenir une mesure de leur valeur sociale ? Nous nous servons de l'analyse hédonique pour répondre à cette question. Comme il est désormais bien connu, la théorie des prix hédoniques est une approche portant sur les biens différenciés. Il s'agit de voir les différents types de biens comme des paniers alternatifs de caractéristiques procurant de l'utilité. Par l'introduction d'une fonction des prix hédoniques, on interprète le prix d'une unité d'un bien comme l'évaluation marchande de l'ensemble des caractéristiques contenues dans ce bien. En appliquant cette approche au marché du logement, elle nous fournit une évaluation marchande de paniers alternatifs de biens publics locaux. En effet, bien que les biens publics locaux ne soient pas échangés sur des marchés concurrentiels, les unités de logement qui donnent accès à des paniers différents de biens publics locaux le sont. Sous l'hypothèse que la valeur sociale soit mesurée par une fonction de bien-être social de type Bergson-Samuelson et que la distribution des revenus soit optimale par rapport à cette fonction de bien-être social, la hausse du prix du logement suite à une *petite* augmentation de la quantité d'un bien public peut être interprétée comme la *valeur marginale sociale* de ce bien et peut être utilisée dans une analyse de type "coûts-bénéfices" (pour des arguments supplémentaires en faveur de l'interprétation des prix hédoniques de caractéristiques du logement comme la valeur marginale sociale des biens publics

locaux, voir Scotchmer (1985 ; 1986) et Kanemoto (1988)).²

Des estimations empiriques de biens publics locaux ont été particulièrement abondantes aux Etats-Unis durant ces 30 dernières années (voir, par exemple, Kiel et McClain (1996) ou Linch et Rasmussen (2001)) tandis qu'elles ont été beaucoup moins nombreuses en Europe (nous rappelons ici les travaux de Cheshire et Sheppard (1995) et de Ginsburgh et Waelbroeck (1998)). Face au faible nombre d'études empiriques Européennes, l'objectif de ce travail est de contribuer à cette littérature de façon à réduire l'écart important des résultats empiriques portant sur la valeur que les membres d'une collectivité attachent aux biens publics locaux. De notre point de vue, le développement de la recherche en Europe dans cette direction est une démarche indispensable pour comprendre les différences entre Europe et Etats-Unis en termes de financement et fourniture de biens publics.

Un des domaines particulièrement intéressant à comparer est celui de l'éducation. Beaucoup d'études hédoniques réalisées aux Etats-Unis³ montrent une relation négative statistiquement significative entre le prix du logement et le rapport nombre d'étudiants par professeur dans les écoles publiques. Ce rapport est interprété comme une mesure de l'input *objectif* utilisé par les autorités publiques pour la production du capital humain des enfants. Il n'est pas certainement le seul input qui entre dans la fonction de production du capital humain.

²Nous remarquons le caractère *local* de l'information fournie par les estimations empiriques de la fonction de prix hédonique introduite dans cette étude. Dans son importante contribution, Rosen (1974) indique qu'une information plus *générale* sur les préférences de l'individu et/ou la technologie peut être repérée à partir de ces estimations et en appliquant une procédure nommée 'à deux-étapes' (cf. section 2.1.2). D'ailleurs, Brown et Rosen (1982) ont soulevé un problème qui se présente lorsqu'on emploie cette procédure. Seulement sous des hypothèses très spécifiques (comme celles considérées par Bartik (1987)) une estimation de la fonction de prix hédonique peut fournir une estimation globale sur les préférences et la technologie. Un travail récent et exhaustif est celui de Ekeland *et alii* (2004).

³Voir, par exemple, Bogart et Cromwell (1997) et Black (1999).

Un autre input, qui fait l'objet d'une littérature théorique et empirique en fort développement,⁴ est la qualité des pairs que l'enfant fréquente à l'école.

Le fonctionnement du système des écoles publiques américaines rend plutôt difficile l'interprétation de la relation empirique négative observée entre le prix du logement et le nombre d'étudiants par classe. La raison de cette difficulté vient du fait qu'aux Etats-Unis les écoles publiques sont gérées au niveau local (comté ou état) ainsi que partiellement ou entièrement financées. Par conséquent, les différences entre comtés des subventions publiques reçues par les écoles tendent à être corrélées avec les caractéristiques sociologiques des comtés (voir, par exemple, Holcombe (1977)). Les écoles qui se trouvent dans des comtés 'aisées' recevront plus de dotations en enseignants, équipements, ou autre, que celles qui se trouvent dans des comtés 'défavorisées'. De plus, les écoles situées dans des villes 'riches' ont une probabilité plus élevée d'avoir une proportion plus importante de 'bons' pairs que les écoles situées dans des villes 'pauvres'. Pour cette raison, la relation négative que nous observons aux Etats-Unis entre le prix du logement et le nombre d'étudiants par classe peut en partie refléter l'intérêt du propriétaire du logement à éviter les mauvais pairs plutôt qu'une préférence pour un faible ratio étudiants/professeur.

Dans l'idéal, nous voudrions bien arriver à distinguer les évaluations des individus concernant l'impact de ces deux inputs sur l'accumulation du capital humain. Notre base de données ainsi que le fonctionnement institutionnel du système scolaire dans un pays comme la France nous permettent dans une certaine mesure d'effectuer cette distinction. En France, le système des écoles publiques est géré par le gouvernement centrale qui poursuit une politique égalitaire. Par

⁴Voir, par exemple, Arnott et Rowse (1987) et Hanuscheck (1986).

conséquent, les écarts entre les subventions publiques reçues par les différentes écoles ne sont pas remarquables et elles tendent aussi à être légèrement biaisées en faveur des villes les plus défavorisées. Ces particularités institutionnelles du système d'éducation publique française suggèrent que probablement en France les variations entre villes du rapport étudiants/enseignant sont moins liées aux différences dans la qualité des étudiants, qu'aux Etats-Unis.

Notre base de données contient un indicateur plausible de la qualité des pairs qu'un enfant fréquente à l'école et nous sommes donc en mesure de distinguer l'effet dû à la présence de 'mauvais' pairs de l'effet de l'input objectif.

Un autre bien public qui est vraisemblablement sujet à être évalué de façon différente en Europe par rapport aux Etats-Unis est le transport public. En région parisienne, 50% de la population active se rend au travail en voiture, 28% en transports en commun et 12% utilise le deux.⁵ Ces chiffres sont en moyenne plus élevés que ceux des régions métropolitaines américaines. De plus, les travaux hédoniques qui considèrent le niveau d'accessibilité aux transports publics ou privés ne sont pas nombreux. Vu le rôle très important des transports dans la théorie urbaine traditionnelle (voir, par exemple, Fujita (1999)), le fait d'inclure dans notre analyse des variables de transport public et privé nous semble particulièrement intéressant.

Dans ce chapitre, nous estimons une fonction des prix hédoniques sur une base de données de quelques 8200 observations comprenant les prix de logements particuliers recensés sur 9 années, de 1985 à 1995, dans les 33 plus grandes villes du Val d'Oise (une division administrative qui compte 1 million d'habitants au nord-ouest de Paris). Les caractéristiques spécifiques à la ville que nous avons con-

⁵ Source : INSEE census 1999.

sidérées incluent la qualité des écoles publiques (mesurée par le pourcentage de retard scolaire en cinquième et par le nombre d'étudiants par professeur), les caractéristiques géographiques (la distance de l'aéroport international de Roissy, la dénivelée de la ville rapportée à sa superficie, la proportion du territoire communal destinée aux espaces verts, etc.) et les infrastructures culturelles/commerciales (nombre de monuments historiques, de terrains de jeux, de commerces au détail, de salles de spectacle, etc. rapporté au nombre d'habitants). Les taux d'imposition sur le logement sont aussi inclus ainsi que les temps de trajet aux périodes d'heures de pointe matinale (soit en transports en commun et soit en voiture particulière). De plus, nous disposons de plusieurs caractéristiques spécifiques aux logements comme le nombre de pièces principales, la disponibilité d'un balcon, d'une cuisine équipée, etc. Notre modèle de régression inclue au total 13 variables spécifiques au logement et 17 spécifiques à la ville.

La suite de ce chapitre est organisée de la façon suivante : dans la deuxième section nous reprenons le modèle théorique de Rosen (1974). Nous nous limitons à la présentation de l'analyse de la demande de marché qui interprète le prix d'équilibre d'un logement comme la rémunération que les individus accordent aux caractéristiques composant le logement. Dans la troisième section, nous présentons notre base de données et la méthode d'estimation. La quatrième partie est consacrée à l'illustration et à l'interprétation des résultats. Dans la cinquième section, nous utilisons nos estimations hédoniques pour analyser un programme réalisé par le gouvernement français dont l'objectif est de réduire la délinquance scolaire dans quelques villes concernées par notre échantillon. Nous rappelons aussi les conditions qui nous permettent d'interpréter les dérivées partielles de la fonction des prix hédoniques par rapport aux caractéristiques concernant les biens

publics locaux comme les valeurs marginales sociales de ces biens. Une sixième section conclue.

3.2 Le modèle théorique

Bien que le modèle théorique de référence soit désormais bien connu (cf. section 2.2.2), nous le présentons ici par souci d'exhaustivité. Considérons le problème d'un individu qui choisit la quantité d'un bien privé parfaitement divisible (la monnaie, par exemple) et un logement. Nous supposons que les différentes unités de logement se distinguent par leurs K caractéristiques observables qui les composent. Comme dans l'article de Rosen (1974), une unité de logement peut donc être représentée par un vecteur dans l'ortant non-négatif de l'espace euclidien à K -dimensions. Nous supposons de plus que le nombre et la variété des différentes communes et logements soient suffisamment élevés pour que nous puissions supposer continu l'ensemble de choix entre les caractéristiques spécifiques à la ville et au logement '*for all practical purposes*' (Rosen(1974)). Cette hypothèse est plutôt restrictive dans le cas du choix de la localisation et elle devrait être vue comme une approximation. D'ailleurs, l'interprétation donnée au modèle empirique estimé dans ce chapitre ne serait pas possible si le choix entre les différentes unités de logement était définie en termes discrets.

Soit X l'ensemble (fermé et convexe) de tous les paniers possibles des K caractéristiques. Les préférences de l'individu pour les différentes combinaisons du bien privé et des caractéristiques du logement sont représentées par une fonction d'utilité deux fois différentiable, strictement quasi-concave et faiblement croissante $U : X \rightarrow \mathbb{R}_+$ avec image u . Chaque logement avec une combinaison de

caractéristiques $\mathbf{c} \in \mathbb{R}_+^K$ a un prix de marché qui peut être pensé comme l'image de \mathbf{c} sous une fonction $h : \mathbb{R}_+^K \rightarrow \mathbb{R}_+$. La fonction $h(\cdot)$ est communément indiquée comme une *fonction des prix hédoniques*. Elle assigne un prix à chaque unité de logement comme une fonction de ses caractéristiques. Nous supposons que $h(\cdot)$ est strictement croissante et différentiable par rapport à chaque caractéristique. Nous supposons aussi que l'individu prend sa décision en partant du principe que $h(\cdot)$ est donnée et indépendante de son choix de localisation et des caractéristiques spécifiques au logement.⁶

En considérant le bien privé comme le numéraire, et en supposant que l'individu dispose initialement de y unités du bien privé, le problème de choix envisagé par l'individu est :

$$\max_{(x, \mathbf{c})} U(x, \mathbf{c})$$

s. c.

$$x + h(\mathbf{c}) \leq y \text{ and } (x, \mathbf{c}) \in \mathbf{X} \quad (3.1)$$

où $x \in \mathbb{R}_+$ indique la quantité du bien privé consommée par l'individu. En supposant que $\mathbf{X} \cap \{(x, \mathbf{c}) \in \mathbb{R}_+^{K+1} : x + h(\mathbf{c}) \leq y\} \neq \emptyset$ et étant données les propriétés de la fonction $h(\cdot)$ et de l'ensemble \mathbf{X} , il est clair que ce programme a une solution. Une solution (x^*, \mathbf{c}^*) satisfait les conditions du premier ordre

$$\frac{U_{c_k}(\mathbf{c}^*, x^*)}{U_x(\mathbf{c}^*, x^*)} = h_{c_k}(\mathbf{c}^*) \quad (3.2)$$

pour chaque caractéristique k choisie en quantité strictement positive dans l'ensem-

⁶Les questions liées à l'existence et à l'interprétation de la fonction $h(\cdot)$ dans un équilibre (spatial) général dépassent le but de cette étude. Le lecteur intéressé peut consulter Mas-Colell (1975) et Ellikson (1979).

ble X . Comme d'habitude, la partie à gauche de cette équation est le taux marginal de substitution entre la k -ième caractéristique et le bien privé. Elle donne la quantité maximale du bien privé dont l'individu est disposé à renoncer pour avoir accès à une quantité supplémentaire (petite au choix) de la k -ième caractéristique. Cela correspond à la *disposition marginale à payer* de l'individu pour la k -ième caractéristique qui, en correspondance du choix optimal de l'individu, est égale au *prix hédonique* $h_{c_k}(c^*)$ de la k -ième caractéristique.

3.3 Estimation du modèle empirique

Comme la théorie ne fournit pas d'indications par rapport à la forme de la fonction $h(\cdot)$, il est important de ne pas trop contraindre *a priori* la relation qui peut exister entre le prix du logement et les caractéristiques retenues et d'admettre le plus grand nombre de cas de figure possibles.⁷ Nous nous sommes assurés un degré appréciable de flexibilité en spécifiant une transformation Box Cox (1964) de la variable dépendante. Le modèle empirique à estimer est donc, pour chaque observation $i = 1, \dots, N$,

$$p_i(\lambda) = \sum_{k=1}^K \beta_k c_{ki} + \sum_{t=2}^T \gamma_t q_{it} + \varepsilon_i \quad (3.3)$$

avec

$$\begin{aligned} p_i(\lambda) &= \frac{p_i^\lambda - 1}{\lambda} \text{ if } \lambda \neq 0 \\ &= \ln(p_i) \text{ autrement} \end{aligned}$$

⁷Pour plus d'observations sur le choix de la forme fonctionnelle, nous renvoyons à la section 2.3.2.

où

p_i indique le prix du logement i ,
 c_{ki} indique la quantité de la k -ième caractéristique retenue par le logement i
(avec la convention que $c_{1i} = c_{1j} = 1$ pour tout $i, j = 1, \dots, N$),

q_{it} est une variable dichotomique égale à 1 si le logement i a été vendu dans l'année t , 0 sinon,

ε_i est un terme d'erreur qu'on suppose indépendant et identiquement distribué selon une loi Gaussienne d'espérance mathématique nulle et de variance $\sigma_i^2 = \sigma_j^2 = \sigma^2$ pour tout i, j .

Dans la suite, on désignera par $p_i(\lambda)$ le *prix transformé*.

La fonction empirique (3.3) nous permet de calculer aisément les dérivées premières et secondes du prix par rapport aux différentes caractéristiques. Ainsi, la dérivée première du prix du logement par rapport à la k -ième caractéristique en correspondance de l'observation i est donnée par

$$\frac{\partial p_i}{\partial c_k} = p_i^{1-\lambda} \quad (3.4)$$

Elle implique que la k -ième caractéristique a un effet positif sur la valeur du logement si son coefficient β_k est positif.

La dérivée seconde est donnée par

$$\frac{\partial^2 p_i}{\partial c_k^2} = (1 - \lambda) \beta_k^2 p_i^{1-2\lambda},$$

qui implique que si $\lambda < 1$, alors la fonction des prix hédoniques est convexe par rapport à chaque caractéristique, indépendamment du signe de β_k .

Nous estimons la fonction (3.3) par la méthode du maximum de vraisem-

blance.⁸ Comme il est montré par Dagenais et Dufour (1991) pour des modèles non linéaires généraux et par Spitzer (1984) pour ceux qui présentent une spécification Box-Cox, les hypothèses sous-jacentes au test de Wald (Student test) ou le test du multiplicateur de Lagrange ne sont pas invariantes aux unités de mesure. Le test du rapport de vraisemblance ne souffre pas de ce problème et c'est celui-ci que nous utilisons pour vérifier la significativité des coefficients. En outre, pour chaque coefficient attaché aux caractéristiques, nous construisons un intervalle de confiance à 95% basé sur une estimation correcte de la matrice de variance-covariance de ces coefficients. Pour obtenir une estimation correcte de cette matrice nous nous servons d'une régression artificielle à longueur double associée à notre modèle de départ. Suivant la notation de Davidson and MacKinnon (1993),

$$\begin{aligned} & \left[\begin{array}{c} \frac{1}{\sigma} \left(p_i(\lambda) - \sum_{k=1}^K \beta_k c_{ki} - \sum_{t=2}^T \gamma_t q_{it} \right) \\ \mathbf{1} \end{array} \right] = \quad (3.5) \\ & = \left[\begin{array}{cccc} \frac{1}{\sigma} \mathbf{c}_i & \frac{1}{\sigma} \mathbf{q}_i & \frac{-(\lambda p_i^\lambda \log p_i - p_i^\lambda + 1)}{\sigma \lambda^2} & \frac{p_i(\lambda) - \sum_{k=1}^K \beta_k c_{ki} - \sum_{t=2}^T \gamma_t q_{it}}{\sigma^2} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \log p_i & -\frac{1}{\sigma} \end{array} \right] \begin{bmatrix} \mathbf{b} \\ a \\ d \\ s \end{bmatrix} + res. \end{aligned}$$

Cette régression artificielle comporte $2N$ observations artificielles.

La régressande est $\frac{1}{\sigma} \left(p_i(\lambda) - \sum_{k=1}^K \beta_k c_{ki} - \sum_{t=2}^T \gamma_t q_{it} \right)$ pour l'observation i et l'unité pour l'observation $i + N$.

Les régresseurs sont les éléments de la matrice Jacobienne de

⁸ Une discussion rigoureuse des méthodes d'estimation qui impliquent les transformations Box-Cox de la variable dépendante peut être trouvée dans Hyde (1999).

$\frac{1}{\sigma} \left(p_i(\lambda) - \sum_{k=1}^K \beta_k c_{ki} - \sum_{t=2}^T \gamma_t q_{it} \right)$ précédés d'un signe moins (c'est-à-dire, les opposés des dérivées premières de $\frac{1}{\sigma} \left(p_i(\lambda) - \sum_{k=1}^K \beta_k c_{ki} - \sum_{t=2}^T \gamma_t q_{it} \right)$ par rapport aux paramètres inconnus du modèle (3.3), β , γ , λ et σ) pour l'observation i et les éléments de la matrice Jacobienne du terme Jacobien de la fonction de logvraisemblance (c'est-à-dire, les dérivées premières de $(\lambda - 1) \sum_{i=2}^N \log p_i$) pour l'observation $i + N$.

Comme la régression artificielle à longueur double n'a aucun pouvoir explicatif, celle-ci et la régression originelle possèdent exactement les mêmes résidus. La matrice de variance covariance estimée des résidus sera donc la même.

3.4 Base de données et variables

3.4.1 Données

L'estimation de la fonction $h(\cdot)$ décrite dans la section précédente demande des données microéconomiques sur les prix des logements, des caractéristiques spécifiques au logement et à la ville. La difficulté à obtenir de données fiables sur les logements en France nous a incités à constituer nous-mêmes notre base de données. Nous avons limité notre étude au marché des ventes de logements (le marché locatif n'est donc pas considéré) du Val d'Oise, département qui se trouve en région parisienne au nord-ouest de Paris et à l'ouest de l'aéroport international

de Roissy (voir la carte ci-dessous).⁹



Figure 3.1 : Carte du Val d'Oise.

Afin d'obtenir une information fiable sur les biens publics locaux, nous avons ultérieurement restreint notre échantillon à 33 villes du Val d'Oise qui ont au moins 10000 habitants lors du recensement de 1990.¹⁰ Cela limite la variabilité des caractéristiques relatives aux biens publics locaux. Pour cette raison, nous avons étendu notre collecte de données sur les prix des logements individuels dans chacune des 33 villes sur une période de 9 années (de 1985 à 1993). Après des autorités locales, nous avons obtenu les données concernant les biens publics locaux pour chaque ville et pour chaque année (cf. section 3.4.2), sauf pour quelques variables dont nous n'avons pas la dimension temporelle. En revanche, nous avons

⁹La raison de ce choix est plutôt prosaïque, étant donné que le travail préliminaire à ce chapitre a été supporté par les autorités publiques du Val d'Oise.

¹⁰La liste des communes considérées est dans le tableau 3.1 en Annexe.

recensé les données sur les prix des logements à partir des annonces dans les journaux locaux. Ces annonces contiennent des données intéressantes pour notre étude, notamment la commune où le logement est situé aussi que plusieurs caractéristiques spécifiques au logement (comme, par exemple, le nombre de pièces, la présence d'un parking, d'une cuisine équipée, etc.). Nous avons recueilli au total 8192 observations,¹¹ réparties sur 33 villes et sur 9 années selon le poids démographique de chaque commune.

Il y a au moins quatre critiques qui peuvent être adressées à la construction de cette base de données.

Premièrement, avoir étendu nos observations sur 9 années nous pose le problème de la stabilité inter temporelle de la fonction de prix hédonique $h(\cdot)$. Nous sommes dans l'impossibilité de vérifier si notre modèle empirique est sujet à des changements structurels du fait que certaines caractéristiques spécifiques à la ville sont constantes au cours du temps (comme, par exemple, les variables d'accessibilité). Nous supposons que l'impact de chaque caractéristique ne change pas au cours du temps, une fois que nous avons contrôlé pour l'effet du temps.

Le fait d'avoir introduit dans notre échantillon des observations sur plusieurs années nous pose aussi des questions sur l'interprétation de la relation entre le prix du logement à une période donnée, ses caractéristiques à cette même période et pour les périodes suivantes. Evidemment, les K caractéristiques d'un logement peuvent différer d'une période à l'autre. Lorsqu'un individu achète une maison, il n'est pas seulement intéressé par l'ensemble des caractéristiques pour la seule année d'acquisition mais aussi dans une vision à moyen terme. Cependant, à partir

¹¹En réalité, nous disposions au départ de 8494 observations. Après l'élimination des doublons et des observations aberrantes, nous rejetons 302 observations.

de la spécification empirique de la fonction des prix hédoniques représentée par la fonction (3.3) ci-dessus, nous expliquons le prix d'un logement particulier, à une année donnée, à partir seulement des caractéristiques dont la valeur se réfère à cette même période. Cette procédure est correcte seulement si les attentes sur les quantités futures des caractéristiques des acquéreurs sont maintenues constantes.

La deuxième critique concerne les prix des logements qui sont des prix d'annonce - ou *d'offre* - et non de transaction. Ces prix d'offre sont bien sûr différents des prix de transaction qui seront *in fine* payés par les acheteurs comme c'est également le cas dans Cheshire et Sheppard (1995). Le fait d'utiliser des prix d'offre ne devrait pas biaiser notre estimation si les différences entre ceux-ci et les prix de transactions étaient indépendants des caractéristiques du logement. Nous n'avons pas d'instruments pour vérifier empiriquement l'existence de cette indépendance. Dans leur article, Cheshire et Sheppard (1995) disent avoir envoyé aux offrants de leur échantillon un questionnaire trois mois plus tard la collecte de données afin de connaître le prix de vente (pour les logements ayant été vendus). Suite à un taux de réponse de 40% environ, ils concluent que le prix de vente moyen, calculé sur les transactions de ces trois mois, appartenait à un intervalle de 1% du prix d'offre moyen. Même si le marché des logements considéré par Cheshire et Sheppard est différent de celui considéré dans notre étude, leurs résultats nous montrent au moins que si le biais associé à l'utilisation des prix d'offre existe, il n'est pas excessif.

Troisièmement, le fait que les caractéristiques non spécifiques au logement soient mesurées à niveau communal peut être objet de critiques. Dans l'idéal, il aurait été mieux de mesurer les biens publics au niveau du quartier plutôt que communal. Malheureusement, notre base de données ne nous permet pas d'ef-

fectuer une analyse si fine. Généralement, l'information attachée à un logement ne nous dit rien sur le quartier dans lequel il est situé. En outre, plusieurs variables portant sur les biens publics (les taux d'imposition, le nombre de salle de spectacle, etc.) ne sont disponibles qu'à un niveau communal. Toutefois, il devrait être souligné qu'en France la taille moyenne d'une ville est beaucoup plus petite qu'aux Etats-Unis (la taille moyenne des communes introduites dans notre échantillon est seulement de 7,4 Km²).¹² Pour cette raison, on peut s'attendre à ce que l'approximation avec laquelle nous mesurons les variables sur les biens publics soit moins faible en France qu'aux Etats-Unis.

Enfin, une ultime objection qui peut être adressée à cette étude est la possibilité que quelques variables spécifiques à la ville ne soient pas exogènes. Nous nous référons, en particulier, aux variables relatives aux impôts et aux variables sociologiques. Il s'agit de variables qui comme le prix du logement sont choisies par les ménages. Il se peut que les villes dont le marché résidentiel est plus cher présentent aussi des taux d'imposition sur l'habitation plus élevés et un habitat socio-économique plus aisé par rapport aux villes défavorisées. La méthode naturelle en économétrie pour traiter ce type d'endogénéité est le recours aux variables instrumentales. Vu que notre base de données n'a pas de variables qui puissent être utilisées comme instruments, nous avons formulé l'hypothèse suivante : le choix de l'individu d'acheter le logement i n'affecte pas la valeur moyenne des variables spécifiques à la ville. A titre d'exemple, l'achat d'un logement dans une commune donnée fait par un père de famille de revenu élevé et ayant des enfants qui réussissent brillamment leurs études n'affecte pas le niveau moyen de

¹² La ville plus petite (Enghien) couvre une superficie de 1,74Km² et la plus grande (Gonesse), de 20,07Km².

la commune. Cette hypothèse ne nous semble pas particulièrement restrictive si l'on considère que l'intervalle temporel est assez limité (moins de 10 ans, ce qui est inférieur à la durée d'une génération) et que l'analyse est conduite au niveau communal qui est assez large comparé au quartier.

3.4.2 Variables

Le tableau 3.2 présente la liste, la description et la définition des 13 variables spécifiques au logement et des 17 variables spécifiques à la commune en plus de l'année de vente. Dans le tableau 3.3 ci-dessous figurent quelques statistiques descriptives du prix de vente et de la totalité des 38 variables (en comptant les variables dichotomiques temporelles). Nous complétons cette description par quelques commentaires supplémentaires sur les variables spécifiques à la ville.

Variable	Moyenne	Ecart-type	Variable	Moyenne	Ecart-type
Prix	112380,4	64795,62	Panorama	0,1034	0,0857
Deuxième pièce	0,9645	0,1851	Vert	9,08	11,84
Troisième pièce	0,8854	0,3186	Monuments	0,2110	0,4299
Quatrième pièce	0,6827	0,4654	Commerces	66,78	42,58
Cinquième pièce	0,3965	0,4892	Salles de spectacle	0,2880	0,3958
Sixième pièce	0,1636	0,3699	Terrains de jeux	0,8414	0,7748
Pièce supplémentaire	0,0847	0,4124	Taxfb	15,15	4,87
Cuisine équipée	0,3370	0,4727	Taxhab	12,16	2,46
Parking	0,6566	0,4749	Etudiants/prof.	25,16	0,9099
Balcon	0,2747	0,4464	Echec5ème	18,00	5,56
Pavillon	0,5559	0,4969	Pauvreté	33,67	6,91
Cave	0,5809	0,4934	1985	0,1085	0,3110
Jardin	0,3840	0,4864	1986	0,1024	0,3032
Taille du jardin	186,49	320,79	1987	0,1173	0,3218
Ptransport	45,87	10,57	1988	0,1101	0,3130
Vtransport	96,43	9,76	1989	0,1169	0,3214
Autoroute	3,43	2,79	1990	0,1266	0,3325
Rnuisance	0,2593	0,2114	1991	0,1107	0,3138
DistRoissy	26,75	10,11	1992	0,1008	0,3011
Rues pittoresques	0,0825	0,1094	1993	0,1066	0,3086

Tableau 3.3 : Statistiques descriptives des variables

Variables d'accessibilité

Nous considérons trois variables qui entendent capturer le niveau d'accessibilité des communes de notre échantillon. Deux variables, *Ptransport* et *Vtransport*, mesurent le temps en minutes nécessaires pour rejoindre Paris-centre en utilisant, respectivement, le transport en commun et la voiture. Les deux variables sont calculées sur la base de l'information disponible en 1996.

Le calcul du temps de trajet en transports en commun est effectué à partir des différents réseaux de la région parisienne (bus, métro, tramway, train et RER), en utilisant les horaires officiels des sociétés de transports publics (notamment RATP et SNCF) en période de pointe du matin (entre 7 et 9 heures). Un parcours peut utiliser différents modes de transport en commun et le temps qu'il demande

est calculé sur le critère de temps total minimum avec possibilité de combinaisons de tous les types de transports en commun. Ce temps total minimum inclue le temps moyen pour rejoindre (par voiture, si nécessaire) le réseau de transports en commun le plus proche à la zone où le logement est situé et le temps d'attente total s'il y en a. Nous supposons que la destination du trajet est la gare du métro et du RER de Châtelet-Les Halles dans le centre de Paris.

Les temps par voiture particulière sont issus de simulations effectuées sur l'ensemble du réseau francilien aux heures de pointe du matin. Les temps sont calculés suivant la règle du chemin le plus court pour rejoindre la gare de Châtelet partant du centre de la commune où le logement est situé. Ces temps incluent aussi le temps moyen de recherche de parking.

Ces deux variables, $P_{transport}$ et $V_{transport}$, entendent mesurer le temps nécessaire pour se rendre au travail. Nous nous trouvons alors sous l'hypothèse "monocentrique" selon laquelle la plupart de la population active du Val d'Oise travaille dans le centre de Paris. Bien que cette hypothèse ne soit pas strictement vraisemblable, on doit considérer que 40% des emplois des Val d'Oisiens est situé à Paris et que 22% des habitants du Val d'Oise qui travaillent ont leur emploi dans le centre de Paris. On devrait tenir compte aussi que, pour des raisons historiques, les réseaux des transports en Ile-de-France (publics et privés) sont organisés de façon concentrique autour du centre de Paris. Nombreux sont ceux qui doivent passer par le centre ville de Paris pour se rendre dans une autre zone métropolitaine. Pour cette raison, le temps de parcours du lieu de résidence au centre de la capitale capture une partie significative du temps de trajet d'un plus grand pourcentage que le 22% de la population active du Val d'Oise.

On pourrait sans doute se poser la question sur l'opportunité d'utiliser *deux*

variables distinctes (les transports en commun et les véhicules particuliers) pour capturer quelque chose qui est perçu comme un *seul* phénomène : le temps de parcours du lieu de résidence au lieu de travail. Une telle question est légitime puisque, dans chacune des 33 communes de notre échantillon, le temps de trajet en transports en commun est *plus court* que celui en voiture particulière. Si les temps de trajet des transports en commun et des voitures particulières étaient des biens substitués parfaits, le temps de parcours en voiture ne pourrait pas du tout être évalué par le marché des logements. Si nous poussons à la limite ce raisonnement, dans le cas de substitution parfaite nous ne devrions observer aucun habitant du Val d'Oise sur les autoroutes aux heures de pointe le matin ! En fait, le pourcentage des habitants de la région parisienne (à laquelle le Val d'Oise appartient) qui utilisent uniquement la voiture est seulement de 19%.¹³ Ainsi, 81% des franciliens ont recours aux transports en commun au moins pour faire une partie de leur trajet. Néanmoins, le fait qu'une proportion significative de banlieusards utilise la voiture en dépit de l'écart temporel suggère que les deux temps de parcours ne sont pas de substitués parfaits. Pour cette raison, nous avons choisi de les introduire dans notre spécification. Pour un temps de trajet en transports en commun fixé, on pourrait donc s'attendre *a priori* à un effet positif d'une réduction marginale du temps de parcours en voiture particulière sur le prix du logement.

Même si le temps de trajet pour se rendre sur le lieu du travail est une composante importante de l'activité journalière de déplacement des individus, elle

¹³Cette statistique provient de "Enquête globale transports, Syndicat des Transports Parisiens", 1997. Ces chiffres ne contredisent pas ceux présentés dans l'Introduction car ils portent sur tous les déplacements domicile travail, pas simplement ceux des commutants banlieue Paris.

n'est pas la seule. Les gens se déplacent aussi pour faire des courses, pour aller en vacances, pour aller voir les amis ou les parents, etc. Tous ces déplacements ne sont pas orientés vers le centre de Paris. Pour tenir compte de toutes les possibilités de transport offertes par la localisation du logement, nous utilisons aussi comme variable explicative la distance (en kilomètres) entre le centre-ville et l'autoroute la plus proche (*Autoroute*). Nous interprétons cette variable comme une approximation du niveau d'accessibilité de la commune en termes de voies de communication. On peut penser que la proximité d'une autoroute soit sans doute convenable pour se déplacer mais elle constitue aussi une source de pollution et de bruit. Pour tenir compte de cela, nous introduisons aussi, comme variable explicative, le nombre de kilomètres d'autoroutes qui parcourent le territoire communal relativement à sa superficie mesurée en kilomètres carrés (*Rnuisance*). Donc, la dérivée du prix du logement par rapport à *Autoroute* mesure la disponibilité marginale à payer du propriétaire du logement pour l'accessibilité au système routière, étant donnée la densité de l'autoroute dans la commune où le logement est situé.

Nous soulignons qu'aucune de ces variables sur l'accessibilité présente une variation temporelle.

Variables environnementales et esthétiques

Au-delà de *Rnuisance* qui entre, elle-aussi, dans cette catégorie, nous avons introduit la distance entre le centre-ville et l'aéroport international de Roissy qui confine à l'est du Val d'Oise (*DistRoissy*). Cette variable saisit les nuisances acoustiques causées par la proximité d'un aéroport très fréquenté.

Nous avons considéré aussi trois variables afin de capturer les aspects esthé-

tiques et le cadre de vie dans lequel le logement est situé. La première (*Rues pittoresques*) mesure la longueur des routes pittoresques (exprimée en km sur la superficie communale) d'après la carte touristique Michelin du Val d'Oise.¹⁴ La deuxième variable est *Panorama* qui correspond à la différence entre le point plus élevé et celui le plus bas de la commune rapportée à la superficie (horizontale) de la ville. La région de Paris est plutôt plate et, pour cette raison, les reliefs sont très appréciés par les résidents. La troisième variable est *Monuments* qui mesure le nombre de monuments historiques appartenant au patrimoine national rapporté à la superficie communale. Elle est supposée être une approximation de cet aspect non mesurable qui est le "charme" de la ville.

Enfin, la dernière variable environnementale (*Vert*) est la proportion de superficie communale transformée en terrains ouverts au public.

Services commerciaux

La variable recensée sous cette section mesure l'accessibilité aux équipements commerciaux (*Commerces*). Il s'agit du nombre de salariés dans les commerces de détail dans la commune pour 10 000 habitants.

Biens publics et taxes

Deux variables classées sous cette section visent à capturer la proximité du logements des équipements publics, financés principalement par des budgets communaux. Il s'agit de *Salles de spectacle* et *Terrains de jeux* définies, respectivement, comme le nombre de salles de spectacle et de terrains de jeux dans la commune pour 10 000 habitants.

¹⁴La carte utilisée est celle éditée par Michelin, n.101, 1998 (échelle : 1cm = 530 metres).

Une dotation généreuse de biens publics est généralement balancée par des impôts communaux élevés, même si en France le financement de biens publics locaux par les recettes fiscales de la commune derivant des particuliers est moins important qu'aux Etats-Unis.¹⁵ Il nous semble donc tout à fait approprié d'inclure les impôts locaux sur les particuliers dans la liste des variables indépendantes.

Il y a plusieurs spécifications qui sont tout à fait cohérentes avec le modèle théorique présenté dans la section 3.2.

Nous aurions pu, par exemple, considérer le prix du logement *net* de tous les impôts sur la propriété comme variable dépendante en éliminant, par conséquence, les impôts locaux de la liste des variables indépendantes. Une autre façon de tenir compte des impôts est celle illustrée par Yinger (1982). Il suppose premièrement que les impôts locaux introduits dans la liste des caractéristiques du logement soient représentés par un *impôt sur la propriété* ayant un taux $t \in [0, 1]$ appliqué à la valeur marchande du logement. Ainsi, en utilisant la notation introduite dans la section 3.2, où c représente le panier de toutes les caractéristiques *au-delà de la variable impôt*, en indiquant par r le taux d'escompte, et en supposant que l'horizon temporel sur lequel l'individu anticipe ses paiements d'impôt soit infini, le problème de choix envisagé par l'individu devient :

$$\max_{(c,t,x)} U(c, x)$$

s. c.

$$x + h(c,t)(1 + t/r) \leq y \text{ et } (c, t, x) \in X$$

¹⁵ Les impôts locaux sur les particuliers représentent seulement un quart du budget moyen de la ville (un autre quart étant financé par une taxe sur les entreprises situées dans le territoire de la commune et la moitié qui avance par le budget national).

Une solution (c^*, t^*, x^*) de ce programme satisfait les conditions nécessaires du premier ordre

$$\frac{U_{c_k}(c^*, x^*)}{U_x(c^*, x^*)} = [h_{c_k}(c^*, t^*)] (1 + t^*/r) \quad (3.6)$$

et

$$h_t(c^*, t^*)(t^* + r) + h(c^*, t^*) = 0 \quad (3.7)$$

Par la résolution de l'équation différentielle (3.7) nous obtenons, comme Yinger (1982),

$$h(c^*, t^*) = \frac{r\tilde{h}(c^*)}{r + t^*} \quad (3.8)$$

où $\tilde{h}(c) = h(c, 0)$, pour tout c . Sous cette représentation de fonctionnement du système de taxation, l'estimation empirique de la fonction des prix hédoniques devrait spécifier une forme fonctionnelle pour la fonction $\tilde{h}(\cdot)$ (qui ne dépend pas de taux d'imposition). L'équation (3.8) serait ensuite utilisée pour déterminer la fonction $h(\cdot)$ en connaissant le taux d'imposition t^* applicable au logement.

Alternativement, et dans une façon plus proche du système Français, nous pourrions supposer que l'impôt sur le logement corresponde à un montant T (annuel) que l'individu doit payer indépendamment de la valeur marchande du logement. Le problème à résoudre par l'individu représentatif est

$$\max_{(c, T, x)} U(c, x)$$

s. c.

$$x + h(c, T) + T/r \leq y \text{ and } (c, T, x) \in X$$

La condition de premier ordre qui devrait correspondre à l'équation (3.7) ci-dessus

est (pour une solution (c^*, T^*, x^*) de ce programme) :

$$\frac{\partial h(c^*, T^*)}{\partial T} + \frac{1}{r} = 0 \quad (3.9)$$

qui implique que $h(c, T) = h_0(c) - \frac{T}{r}$ pour quelque fonction $h_0(\cdot)$. Ici encore, la théorie suggère une régression du prix du logement net des impôts $h(c, T) + \frac{T}{r} = h_0(c)$ sur toutes les autres caractéristiques c du logement. Pour adopter cette modélisation il faudrait connaître le montant T des impôts associé à l'achat d'un logement bien précis.

En France, il y a deux impôts sur la propriété au niveau local : la taxe sur le foncier bâti qui est payée seulement par le propriétaire du logement et la taxe d'habitation payée par celui qui habite le logement (soit le propriétaire soit le locataire).¹⁶ Chacune de ces deux taxes est perçue en appliquant un taux d'imposition, fixé par l'autorité locale compétente, à la *valeur imposable administrative* qui n'a pas une relation très claire avec la valeur de marché du logement (pour plus de détails, voir Acosta et Renard (1993 ; p. 57 et 127)).

Nous ne connaissons pas les montants spécifiques des impôts qui dépendent tant des deux taux d'imposition que nous observons (*Taxfb* et *Taxhab* correspondent, respectivement au taux d'imposition de la taxe sur le foncier bâti et à celui de la taxe d'habitation), que des deux bases d'imposition administratives utilisées pour calculer les montants des impôts que nous n'observons pas. C'est pour cette raison que nous avons fait une régression des prix des logements sur les deux taux d'imposition (et naturellement sur toutes les autres caractéristiques). Même si cette procédure n'est pas rigoureuse d'un point de vue théorique, elle

¹⁶L'individu qui est propriétaire du logement où il habite paie les deux taxes.

nous permet de tenir en compte de la capitalisation des impôts dans la valeur du logement.¹⁷

La connaissance des bases d'imposition *moyennes* nous fournit une façon indirecte pour tester le niveau de capitalisation des impôts. Plus précisément, notre procédure nous permet de vérifier si les prix hédoniques associés aux deux taux d'imposition correspondent à la valeur capitalisée des impôts futures à verser suite à une augmentation marginale des deux taux d'imposition calculée en correspondance de la base d'imposition moyenne. En supposant que l'acquéreur d'un logement s'attende à une augmentation marginale perpétuelle du taux d'imposition en cours, nous pouvons inférer le *taux implicite d'actualisation* utilisé par l'individu pour calculer la valeur actualisée de ses taxes futures. Le taux d'escompte ainsi calculé peut être ensuite comparé avec le taux d'escompte utilisé en littérature pour tester explicitement la capitalisation des impôts.

Variables mesurant la qualité des écoles publiques

Comme nous avons déjà anticipé dans l'introduction, nous considérons deux variables pour mesurer la qualité des écoles publiques. La première correspond au nombre moyen d'étudiants par professeur au collège de la commune dans laquelle le logement est situé (*Etudiants/prof.*). Cette variable est une mesure de l'input "objectif" nécessaire à la production du capital humain. Elle montre une faible variabilité temporelle et spatiale (i.e. d'une commune à l'autre et d'une année à l'autre) en raison de la politique égalitaire appliquée par les autorités scolaires. D'après le tableau 3.3, dans les 33 villes concernées par notre étude, les valeurs

¹⁷Nous renvoyons à Wildasin (1987) pour une discussion sur le test de capitalisation lié à la théorie de l'équilibre spatial de Tiebout (1956).

moyennes du rapport étudiants/enseignant au collège vont de 22 à 27, 11 avec plus que 85% d'observations comprises entre 24 et 26, 5. En outre, les financements des écoles publiques des communes considérées diffèrent peu entre eux. Elles tendent aussi à être légèrement biaisés en faveur des villes les plus défavorisées comme il est indiqué par un coefficient de corrélation négatif entre le nombre d'étudiants par professeur et le *taux de pauvreté* mesuré par la fraction de ménages résidant dans la ville qui ont un revenu non imposable. Cette relation inverse suggère que les autorités du système scolaire distribuent les inputs entre les écoles publiques de façon à compenser au moins partiellement la distribution inégale des facteurs sociologiques entre les communes.¹⁸

La deuxième variable portant sur la qualité des écoles publiques est le taux d'échec scolaire en cinquième (*Echec5ème*). En supposant que la politique de réussite/échec scolaire des autorités du système éducatif ne présente pas de variations systématiques entre villes (ce qui est tout à fait plausible étant donnée la règle d'uniformité adoptée par le Ministère de l'Education Nationale Français), cet indicateur mesure le pourcentage de 'mauvais' pairs que l'enfant fréquente chaque jour à l'école. Comme il est expliqué par Cousin (1996 ; p. 60), la deuxième année de l'école secondaire est typiquement perçue comme la première année où l'échec est vu comme une bonne méthode pour envoyer un signal à l'étudiant (ou à ses parents) qui peut aider dans leurs décisions futures sur le type d'école à suivre (choisissant, par exemple, une scolarité plus appliquée). Jusqu'à la première année du collège, les parents peuvent refuser la proposition d'échec avancée par les enseignants de l'école à la fin des cours. A partir de la deuxième année de l'école secondaire, les parents perdent cette opportunité.

¹⁸Pour d'autres résultats empiriques à ce sujet, voir aussi Trancart (1998 ; p. 49)

Variables sociologiques

La variable *Pauvreté* est définie comme le pourcentage de familles dans la commune ayant un revenu non imposable et elle est interprétée comme une approximation des facteurs nécessaires à la production de plusieurs biens publics offerts par la commune. Le problème avec une spécification empirique donnée par la fonction (3.3) est qu'elle ignore de nombreuses caractéristiques spécifiques à la ville qui rentrent dans le terme d'erreur ε_i . Ces variables omises sont probablement corrélées avec les caractéristiques considérées dans notre analyse empirique du fait que beaucoup de biens publics locaux d'une commune donnée (observés et non observés) sont *produits* par un ensemble de facteurs de production *communs*. Un exemple de facteurs qui entrent conjointement dans la production de nombres de biens publics est donné par la distribution d'attributs sociologiques (taux de pauvreté, revenu moyen, niveau moyen d'éducation, etc.) dans la population d'une commune donnée. On pourrait s'attendre, typiquement, à ce que les communes avec une distribution favorable des attributs sociologiques présentent une performance meilleure en termes de sécurité publique, succès scolaire, qualité du quartier, etc. que les communes avec des distributions de ces attributs moins favorables. Le pourcentage des ménages non imposables est donc interprété comme une statistique qui résume la distribution des attributs sociologiques.

3.5 Résultats

Les résultats issus de l'estimation de la fonction (3.3) avec les variables indépendantes décrites dans le tableau 3.1 sont présentés dans le tableau 3.4 en Annexe. La première colonne du tableau reporte les coefficients estimés et nous

avons indiqué le niveau de significativité selon le test du rapport de vraisemblance. Les trois dernières colonnes contiennent, respectivement, l'écart-type et les extrêmes des intervalles de confiance obtenus par l'estimation de la matrice de variance des résidus de la régression artificielle à longueur double associée à notre modèle empirique et définie par l'équation (3.5) écrite en forme matricielle.

Nous avons aussi vérifié la symétrie de la distribution des résidus ainsi que sa conformité à la loi normale en recourant à la droite d'Henry. Ensuite, nous avons amélioré le diagnostic en comparant les quantiles des deux distributions empiriques et normales. Ce deuxième graphique, mieux que le précédent, indique une relative symétrie et une bonne concordance avec la distribution normale (les points s'alignent assez bien sur la droite de référence).

Pour une valeur estimée de λ égale à $-0,1287$, nous obtenons la meilleure forme fonctionnelle pour le prix hédonique du logement. Comme il est indiqué par la valeur du test du ratio de vraisemblance, cette forme fonctionnelle est significativement différente de la forme linéaire ($\lambda = 1$) ou log-linéaire ($\lambda = 0$). Ce qui implique une *convexité* globale de la fonction des prix hédoniques par rapport aux caractéristiques du logement (en particulier, la disposition marginale à payer pour une caractéristique donnée est croissante par rapport à la quantité de cette caractéristique).

Nos 38 variables expliquent ainsi 82% de la variance du prix du logement transformé.¹⁹ Tous les coefficients estimés présentent le signe attendu. Si nous

¹⁹Le coefficient de détermination ajusté a été obtenu par moindres carrés ordinaires conditionnés à la valeur de λ qui maximise la fonction de log-vraisemblance réduite, celle-ci étant donnée par la suivante,

$$\ln(L_c(\lambda)) = (\lambda - 1) \sum_i \ln(p_i) - \frac{N}{2} \ln \hat{\sigma}^2(\lambda).$$

focalisons notre attention sur les 17 variables spécifiques à la ville, nous pouvons constater qu'elles sont toutes significatives pour un niveau de confiance de 1% excepté pour *Etudiants/prof.* qui est significatif à 5%.

Le tableau 3.5 nous donne les estimations empiriques des prix hédoniques pour les variables spécifiques à la ville.²⁰ Ils correspondent aux dérivées partielles de la fonction des prix hédoniques dans le cas de variables continues et à la différence discrète des prix du logement dans le cas de variables dichotomiques en correspondance du logement ayant les caractéristiques moyennes. Ce tableau nous donne aussi, pour toutes les variables continues de notre échantillon, la valeur absolue de l'«élasticité hédonique» de la caractéristique mesurée en correspondance du logement ayant les caractéristiques moyennes (la variation en pourcentage du prix du logement suite à une augmentation de 1% de la caractéristique considérée).

Variable	Prix hédonique (euros)	Elasticité (%)	Variable	Prix hédonique (euros)	Elasticité (%)
Ptransport	345	0,1631	Commerces	59	0,0404
Vtransport	276	0,2744	Salles de spectacle	4105	0,0121
Autoroute	857	0,0302	Terrains de jeux	733	0,0063
Rnuisance	1881	0,0050	Taxfb	718	0,1119
DistRoissy	275	0,0756	Taxhab	773	0,0967
Rués pittoresques	168	0,0001	Etudiants/prof.	854	0,2212
Panorama	225	0,0002	Echec5ème	255	0,0659
Vert	98	0,0091	Pauvreté	670	0,2322
Monuments	482	0,0010			

Tableau 3.5 : Prix hdoniques et lasticits des amnits publiques

Les variables relatives aux transports présentent des résultats intéressants. Si le temps de parcours en transports en commun ou en voiture particulière diminue

²⁰Le tableau de prix hédoniques des caractéristiques propres au logement est disponible sur demande.

d'une minute, le prix du logement augmente. Cette augmentation est plus élevée pour les transports en commun (345 euros) que pour la voiture particulière (276 euros). Un exercice intéressant est d'estimer la valeur d'une unité élémentaire du temps de trajet (i.e. la valeur d'une minute) révélée par le prix hédonique de $P_{transport}$. En supposant qu'un employé moyen se rend au travail 230 jours par année, et en utilisant le taux d'escompte moyen dérivé par la capitalisation des impôts,²¹ le prix hédonique de 345 euros associé à la réduction d'une minute dans le temps de trajet en transports en commun est cohérent avec une valeur de la minute égale à 5 centimes d'euros environ (et une valeur de l'heure égale à 3 euros). Ce chiffre est environ la moitié du taux de salaire net minimum en France, ce qui suggère que soit le taux d'escompte utilisé est trop bas (une possibilité tout à fait plausible) soit que les individus tendent à considérer le temps de trajet moins inutile que le temps passé à travailler.

La convexité de la fonction des prix hédoniques implique que la disposition marginale à payer soit décroissante à un taux décroissant, ce qui est cohérent avec les prédictions des modèles traditionnels d'économie urbaine qui ont une vision monocentrique de la ville. Si le coût général de transport (coût pécuniaire et en termes de temps) est linéaire ou concave par rapport à la distance du centre d'affaires, alors les courbes du marché locatif à l'équilibre sont strictement convexes par rapport à la distance du centre d'affaires (voir, e.g., Fujita (1999, p. 57)). Cette interprétation doit être prise en compte avec un peu de précaution du fait que la convexité observée dans notre analyse concerne le temps de trajet tandis que la prédiction du modèle théorique porte sur la distance physique.

²¹ Pour le taux d'escompte utilisé (3,5%), voir dans ce paragraphe la part des commentaires relatifs aux prix hédoniques associés aux impôts.

Un autre résultat intéressant est le prix hédonique de 836 euros attaché à un kilomètre en moins pour rejoindre l'autoroute la plus proche au centre-ville (densité du réseau autoroutier dans la commune étant maintenue constante). Le prix hédonique de 1881 euros associé à un kilomètre en moins de la densité de ce réseau (la distance de l'autoroute la plus proche étant maintenue constante) est également intéressant. Il révèle que le bruit causé par l'autoroute (à accès fixé) est plus important (en valeur absolue) que le bénéfice qui résulte par un accès plus proche (à bruit fixé).

Vivre un kilomètre plus loin de l'aéroport de Roissy augmente la valeur du logement moyen de quelques 275 euros.

Les quatre variables géographiques et environnementales, *Rues pittoresques*, *Panorama*, *Vert* et *Monuments* sont significatives mais leur contribution au prix du logement est plutôt modeste.²²

La disposition marginale à payer de 4105 euros (soit à peu près 4 % du prix du logement moyen) pour une salle de spectacle de plus dans la ville (virtuelle), où le logement avec les caractéristiques moyennes est situé, peut sembler élevée au premier coup d'oeil. Il est difficile de croire que l'acquéreur représentatif d'un logement qui a sans doute des préférences pour la musique ou les pièces théâtrales soit prêt à payer 4105 euros pour vivre dans une commune disposant d'une salle de spectacle supplémentaire. Une explication possible est que le fait qu'une ville ait

²²Pour ces quatre variables, nous avons calculé le prix hédonique associé à une unité supplémentaire du numérateur de la variable, à l'exception de *Panorama* pour laquelle nous avons considéré une augmentation du numérateur (correspondant à la dénivelée) de 10 mètres. Nous obtenons ainsi le prix hédonique d'un kilomètre supplémentaire de rues pittoresques (ou d'un hectare de plus d'espaces verts ou d'un monument supplémentaire) dans la ville virtuelle avec population et territoire moyen où le logement ayant les caractéristiques moyennes est situé.

Nous avons utilisé le même critère de calcul pour les variables *Salles de spectacle* et *Terrains de jeux*.

ou non une salle de spectacle est une approximation pour d'autres caractéristiques non mesurables. Cette explication est supportée par le fait que plus de la moitié des communes appartenant à notre échantillon (précisément, 19 sur 33) n'a pas une salle de spectacle.

Les deux taux d'imposition locale affectent négativement le prix du logement. Une hausse de 1% de la taxe d'habitation (respectivement, de la taxe sur le foncier bâti) entraîne une réduction de 773 euros (respectivement, 718 euros) de la valeur du logement ayant caractéristiques moyennes. D'après ce que nous avons dit précédemment (cf. section 3.3.2, sous-section "Biens publics et taxes"), si nous appliquons les taux d'imposition sur le logement ayant la valeur *administrative* moyenne, et sous l'hypothèse qu'une hausse de 1% du taux d'imposition est perçue par l'individu comme effective et à jamais, notre estimation moyenne de la capitalisation négative de 773 euros (respectivement, 718 euros) révèle un taux d'escompte de 3,7% (respectivement, 3,2%). Ces deux taux d'escompte tombent à l'intérieur d'un intervalle de confiance plausible des taux d'intérêt appliqués aux emprunts-logement dans la période considérée. Selon la méthodologie de Palmon et Smith (1998), ces résultats indiquent une capitalisation des impôts à un taux d'escompte de 3,5%. Ils suggèrent l'existence d'un effet de Laffer : si les autorités financières appliquaient le taux des impôts locaux sur la valeur du marché du logement plutôt que sur celle administrative, la hausse des deux taux n'aurait pas d'effet sur les recettes fiscales attendues.

Concernant les résultats relatifs aux deux variables portant sur la qualité des écoles publiques, la disposition marginale à payer pour baisser d'un point le pourcentage d'échec scolaire en cinquième est 255 euros (ou 1427 euros pour une baisse égale à l'écart-type). Réduire le taux d'étudiants par professeur d'un

point (qui correspond à peu près à l'écart-type de *Etudiants/prof.*) entraîne une augmentation de la valeur du logement moyen de 854 euros. Sommant ces deux prix implicites, nous pouvons conclure que le propriétaire du logement moyen est prêt à payer 2200 euros pour une diminution des deux indicateurs de la qualité de l'école égale à l'écart-type. Ce montant est plus petit que la disposition marginale à payer estimée par Black (1999) pour une amélioration égale à l'écart-type du résultat du test à l'école primaire dans la région métropolitaine de Boston qui ammonte à 3948 dollars.²³

Interprétés sous l'angle de la théorie de la formation du capital humain, les prix hédoniques de ces deux variables suggèrent que l'impact de mauvais pairs et/ou du nombre d'étudiants par professeur sur le capital humain *in fieri* de l'enfant est plutôt modeste. Considérons, par exemple, le prix implicite de 1427 euros associé à une baisse égale à l'écart-type du retard scolaire en cinquième. Ce montant correspond à la valeur actualisée des gains futures entraînés par la moins grande influence de mauvais pairs. Supposons que la vie active d'un individu commence à 25 ans et qu'elle se termine à 65, ce prix hédonique correspond à une hausse du salaire annuel de quelques ... 65,3 euros.²³

3.6 Implications des résultats sur la politique de la ville

Sous des hypothèses spécifiques, les prix hédoniques associés aux bien publics nous donnent une mesure exacte de la valeur marginale sociale de ces biens. Plus

²³Pour un taux d'escompte égal à 3,5%.

précisément, la somme des dispositions marginales à payer des habitants d'une commune donnée mesure la valeur sociale attachée par la population de la commune à une unité supplémentaire de la quantité disponible de ce bien public. Dans cette section, nous présentons premièrement les conditions qui rendent possible cette interprétation en utilisant la notation de la section 3.1. Deuxièmement, nous calculons le bénéfice social d'une réduction marginale de l'échec scolaire pour le comparer aux dépenses engagées dans les Zones d'Education Prioritaires (Z.E.P.) en 1993, au titre de la politique de développement social urbain.

Supposons qu'il y ait H individus qui prennent la même décision que l'individu représentatif examinée dans la section 3.2. Leurs fonctions d'utilité et ensembles de consommation sont indiqués par $j \in \{1, \dots, H\}$ tandis que \hat{y}_j désigne le revenu de l'individu j . Tous ces individus font face à la même fonction de prix hédonique $h(\cdot)$. Comme le choix optimal de chaque individu portant sur le panier de caractéristiques ne dépend que du revenu (pour une fonction $h(\cdot)$ fixée), nous définissons la fonction d'utilité indirecte de l'individu j , $V_j : \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}_+$ avec image v_j , par le programme suivant

$$V_j(\hat{y}_j) = \max_{(c,x)} U_j(c, x)$$

$$s.c. \quad x + h(c) \leq \hat{y}_j \text{ and } (c, x) \in X$$

Supposons maintenant que la distribution des revenus entre les individus soit optimale par rapport à la fonction d'évaluation sociale $S : \mathbb{R}_+^H \rightarrow \mathbb{R}_+$ définie par

$$S(y_1, \dots, y_H) = W(V_1(y_1), \dots, V_H(y_H))$$

où $W : \mathbb{R}_+^H \rightarrow \mathbb{R}_+$ est une fonction de type Bergson-Samuelson continue, différentiable et croissante. Cette hypothèse nous permet d'affirmer que les revenus $(\hat{y}_1, \dots, \hat{y}_H)$ observés sont des solutions (internes) du programme suivant

$$\max_{y_1, \dots, y_H} S(y_1, \dots, y_H) \text{ s.c. } \sum_{i=1}^H y_i \leq \sum_{i=1}^H \hat{y}_i \quad (3.10)$$

et, par conséquent, ils satisfont les conditions du premier ordre

$$\frac{\partial W(V_1(\hat{y}_1), \dots, V_H(\hat{y}_H))}{\partial v_j} \frac{\partial V_j(\hat{y}_j)}{\partial y_j} = \frac{\partial W(V_1(\hat{y}_1), \dots, V_H(\hat{y}_H))}{\partial v_l} \frac{\partial V_l(\hat{y}_l)}{\partial y_l} = \lambda$$

pour tout individu j et l où λ est une constante quelconque non négative (le multiplicateur de Lagrange-Kuhn-Tucker associé à la contrainte du programme (3.10)).

Supposons vouloir quantifier la valeur sociale d'un "petit" projet portant sur une augmentation dc_k de la quantité du bien k dans la commune p . Soit H^p le nombre d'individus dont le choix optimal est d'habiter dans la commune p . La valeur sociale ΔW de ce projet en correspondance du choix optimal des individus est approximée par

$$\Delta W = \sum_{j=1}^{H^p} \frac{\partial W(V_1(\hat{y}_1), \dots, V_H(\hat{y}_H))}{\partial v_j} \frac{\partial U_j(c_j^*, x_j^*)}{\partial c_k} dc_k.$$

Il est possible de réécrire cette valeur sociale, à partir des conditions du premier ordre du programme de maximisation des individus, comme

$$\Delta W = \sum_{j=1}^{H^p} \frac{\partial W(V_1(\hat{y}_1), \dots, V_H(\hat{y}_H))}{\partial v_j} \frac{\partial V_j(\hat{y}_j)}{\partial y_j} \frac{\partial h(c_j^*)}{\partial c_k} dc_k$$

qui, données l'optimalité de la distribution des revenus et la mesure de type ordinaire de la fonction de bien-être social, correspond à

$$\Delta W = \sum_{j=1}^{HP} \frac{\partial h(c_i^*)}{\partial c_k} dc_k \quad (3.11)$$

Dans un contexte continu avec une distribution des revenus optimale, la somme des prix marginaux implicites des biens publics locaux produits par un "petit" projet sur tous les logements occupés de la commune considérée nous donne une mesure exacte de la valeur sociale de ce projet. Nous soulignons l'hypothèse très forte que les revenus observés sont distribués de façon optimale par rapport à la même fonction de bien-être social utilisée pour évaluer les projets publics. Cette condition équivaut à utiliser la même éthique dans l'évaluation des projets que celle qui est sous-jacente à la distribution *effective* des revenus de façon qu'elle puisse être jugée juste (ou socialement optimale). Cette éthique particulière peut ne pas rencontrer un large *consensus*.

Nous pouvons maintenant utiliser la formule donnée par l'équation (3.11) pour calculer le bénéfice social entraîné par une variation unitaire de quelques biens publics dans les communes considérées. Dans le tableau 3.6 en Annexe, nous présentons nos résultats pour la variable *Echec5ème* dans les communes du Val d'Oise intéressées par le programme de dépenses du Ministère de la Ville. La colonne 3 de ce tableau reporte la somme des disponibilités marginales à payer des habitants propriétaires d'un logement dans les communes considérées pour une réduction de 1% de l'échec scolaire en cinquième. Ces bénéfices sous-estiment les bénéfices totaux que les habitants de la commune obtiendraient suite à la réalisation du programme de dépenses car nous ne tenons pas compte de ceux qui

ne sont pas propriétaires de leur logement.²⁴ Ces chiffres sont comparés avec les dépenses du gouvernement qui sont reportées dans la colonne 4. Il est certainement difficile d'évaluer ces dépenses sans rien savoir sur la technologie utilisée par le gouvernement pour convertir les financements publics dans une réduction de l'échec scolaire. Au moins que nous supposons un taux de conversion très élevé, nous devons reconnaître que, dans la plupart des communes considérées, les dépenses gouvernementales sont tout à fait modestes par rapport à notre estimation des bénéfices envisagés. Les colonnes 5 et 6 permettent de faire le même type de comparaison en termes annuels en utilisant le taux d'escompte révélé par la capitalisation des taux d'imposition dans notre modèle empirique. Ici encore, les dépenses gouvernementales apparaissent plutôt modestes par rapport à nos estimation des bénéfices.

3.7 Conclusion

Cette étude aboutit à des résultats intéressants. En premier lieu, les prix des logements dans le Val d'Oise sont plus sensibles aux variations du temps de trajet par transport en commun que par voiture particulière. En utilisant le taux d'escompte calculé à partir de la capitalisation des deux taux d'imposition locaux, la disponibilité à payer du propriétaire du logement moyen de notre échantillon pour une diminution marginale du temps de parcours pour se rendre sur son lieu de travail équivaut à une valeur horaire de quelques 3 euros. Un montant qui est

²⁴D'un autre côté, il nous semble important de rappeler que les prix des logements recensés pour cette étude sont des prix d'offre et non de transaction. En outre, ils ne concernent que le marché de vente (le marché locatif étant ignoré). Ces deux facteurs font supposer l'existence d'un biais (plus précisément, une surestimation) de la disponibilité marginale à payer pour une réduction marginale de l'échec scolaire.

plus faible que la valeur du salaire horaire minimum pour les années de référence.

Le deuxième résultat réside dans l'effet de capitalisation des impôts locaux. Une augmentation du taux d'imposition de la taxe d'habitation (respectivement, la taxe sur le foncier bâti) déprécie la valeur du logement de 773 euros (respectivement, 718 euros).

Nos résultats empiriques supportent, enfin, l'opinion que la qualité des écoles publiques affecte significativement la valeur d'un logement. Nous soulignons, en particulier, l'importance de l'estimation de la valeur marginale d'une réduction du pourcentage des étudiants de mauvaise qualité. Dans une commune moyenne ayant 25 000 habitants, une politique qui entend réduire de 1% le pourcentage de retard scolaire a une valeur marginale sociale de quelques 6375 millions d'euros.

Nous remarquons, enfin, que plus qu'une analyse "coûts-bénéfices", nous conduisons une analyse "dépenses-bénéfices". En effet, nous ne disposons pas d'informations sur le coût de production des biens publics rendus disponibles par la réussite de la politique de la Ville et par conséquent nous sommes dans l'impossibilité de tirer un jugement sur l'efficacité de cette politique. Nous connaissons plutôt le budget destiné au financement de la politique de la Ville. Il n'est pas suffisant pour analyser la relation existant entre ces dépenses et l'augmentation de la production de biens publics que ces dépenses ont présument entraînée. Nous sommes donc dans l'incapacité de conduire une véritable analyse coûts-bénéfices. Toutefois, l'analyse dépenses-bénéfices que nous venons de présenter peut se considérer comme une étape intermédiaire indispensable qui permet de mettre en perspective les sommes que les ménages sont prêts implicitement à dépenser, via le marché du logement, pour augmenter la quantité des biens publics envisagés par la politique de la Ville.

Chapitre 4

La rénovation de la Goutte d'Or est-elle un Succès ? un Diagnostic à l'aide d'Indices de Prix Immobilier

"When I get new information, I use it.", attribuée à John Maynard Keynes¹

4.1 Introduction

L'objectif de cette recherche² est d'évaluer des opérations spécifiques de réhabilitation urbaine réalisées à Paris, où notre attention s'est focalisée sur les opéra-

¹Cité par Card et Krueger dans *Myth and Measurement* (1995) Princeton, p.178.

²Le contenu de ce chapitre correspond à l'article "La rénovation de la Goutte d'or est-elle un succès ? Un diagnostic à l'aide d'Indices de Prix immobilier", écrit en collaboration avec Fabrice Barthélémy et Alain Trannoy. Il est en révision à *Economie et Prévision*.

tions de rénovation entreprises dans le quartier de la "Goutte d'Or" dans le 18^{ème} arrondissement.

Dans toutes les grandes villes, après un certain processus historique, une zone donnée devient un quartier de transit pour les immigrés: C'est le cas du quartier de la Goutte d'Or, qui est bien connu pour être le centre de l'immigration Nord-Africaine à Paris. La pauvreté, le chômage, le commerce illicite ont accompagné la dégradation des conditions des logements dans les décennies passées. Une prise de conscience a amené la ville à lancer à partir de 1985 une politique de rénovation avec l'appui de grandes institutions financières françaises.³ Elle a comporté la démolition de 1 400 logements et la construction de 800 logements sociaux. 40% des habitants déplacés ont été relogés dans le quartier, 20% dans le même arrondissement mais dans une zone différente et le reste dans d'autres arrondissements de Paris. En 1999, cette première opération est presque terminée. Une nouvelle opération a commencé en 1998 dans le nord du quartier (Château-Rouge). La carte du quartier 71, qui correspond au quartier de la Goutte d'Or,⁴ illustre les deux zones du quartier intéressées par les travaux de renouvellement dans les

³En effet, la politique de rénovation a été lancée en novembre 1983 et les deux années suivantes ont été consacrées aux enquêtes, à la préparation des travaux et à la procédure de déclaration d'utilité publique signée en juin 1985. Pour une historique intéressante et complète des opérations de renouvellement menées dans le quartier, nous renvoyons à Atelier Parisien d'Urbanisme (2002) et Office public d'aménagement et de construction de Paris (1994).

⁴A Paris, chaque arrondissement est divisé en 4 quartiers administratifs chacun identifié par un numéro et un nom. La liste complète des 80 quartiers parisiens est dans le tableau 4.1 en Annexe.

périodes précisées ci-dessus.

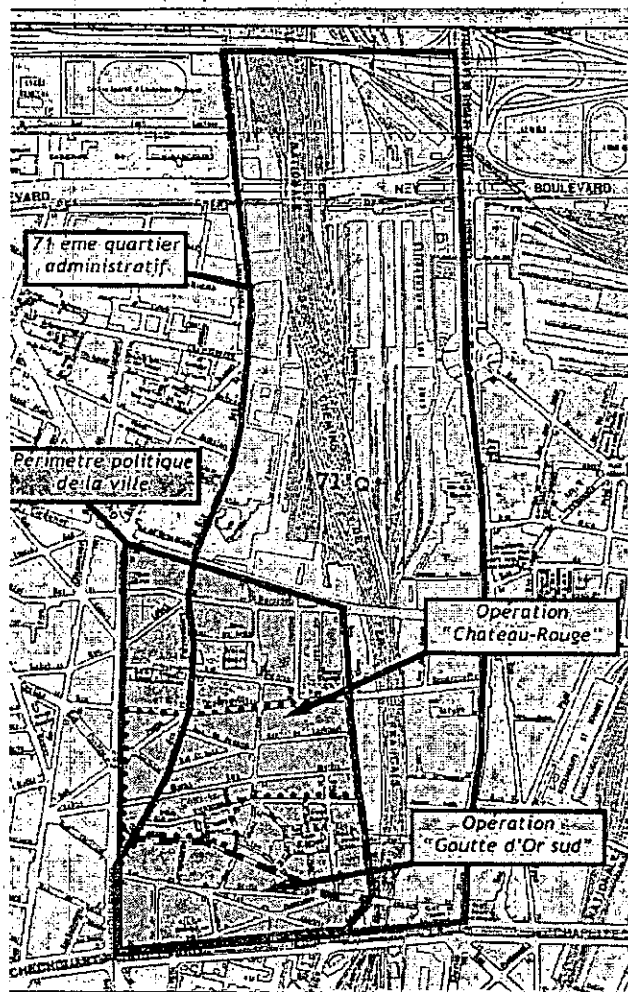


Figure 4.1 : Quartier administratif de la Goutte d'Or

Simultanément, le quartier a été classé parmi les sites concernés par les procédures de développement social urbain. En conséquence, cette zone est devenue une candidate privilégiée pour des améliorations d'infrastructure, et les associations qui y sont localisées peuvent recevoir des subventions supplémentaires. Il n'est sans doute pas exagéré de considérer une rénovation d'une telle ampleur comme un *choc urbain*, puisque tous les aspects qui font l'agrément d'un quartier ont été

affectés par l'opération': les bâtiments, l'infrastructure publique, la composition sociale, l'animation sociale et culturelle. L'évaluation de l'impact d'un tel choc sur le marché du logement est le but de l'étude. La question posée est de savoir si nous pouvons procéder à un test du succès global de cette opération toujours en cours pour la partie nord et chiffrer le cas échéant le gain en valorisation associée à ce type d'opération.

Dans la littérature, les travaux portant sur des politiques de rénovation urbaine sont peu nombreux. Bartik (1986) analyse les effets possibles de l'amélioration d'un quartier sur les locataires à faible revenu pour les villes de Pittsburgh et Phoenix. Il élabore un modèle hédonique, où la variable dépendante est le loyer, en intégrant comme variable explicative l'évolution physique du quartier. Celle-ci est mesurée par un indicateur issu d'une analyse en composantes principales, qui regroupe, entre autres, la proportion de logements locatifs dans le secteur, des indicateurs de la qualité du paysage, de la vacance et de la présence d'espaces verts.

Pour répondre à la question posée, nous avons envisagé initialement de développer une méthodologie combinant l'approche hédonique et celle qui utilise les ventes répétées. Depuis l'article de Case et Shiller (1991), on sait mieux tirer partie des informations fournies par la vente du même logement à des dates différentes. Il semble manifeste que la revente d'un logement appartenant à une zone ayant fait l'objet d'une politique de réhabilitation apporte une information essentielle qui doit être comparée à la revente d'un logement de caractéristiques observables identiques situé dans un quartier n'ayant pas fait l'objet d'une telle politique. Cette stratégie supposait que l'on disposât de ventes répétées en grand nombre dans la zone rénovée. Nous ne disposions que de 153 ventes répétées dans

la zone rénovée depuis 1985 et de 874 ventes répétées dans la zone qui est train d'être rénovée, une grande partie de ces dernières transactions étant en fait antérieures au début de la rénovation dans cette zone. Ces chiffres sont notoirement insuffisants pour mettre en application la méthodologie imaginée initialement, qui oblige à distinguer les ventes répétées chaque année. Cette faiblesse nous a conduit à ignorer l'aspect répété des ventes⁵ et à en rester à des techniques de régression hédoniques classiques.

En raison de ces difficultés, nous avons adopté un point de vue plus global et nous avons choisi de mobiliser une base de données qui contient des informations sur les prix de transaction de l'immobilier résidentiel pour l'ensemble des arrondissements de Paris depuis 1981. La base primaire des Notaires de Paris est énorme (environ 450 000 transactions) mais dans une certaine mesure, elle demande à être traitée soigneusement sur un plan proprement statistique. Une faiblesse de la base de données résulte de l'importance des valeurs manquantes pour un grand nombre de variables. La suppression d'une observation, pour laquelle une variable n'est pas renseignée, aboutit à une base significativement plus petite (seulement 61 000 observations) qui peut souffrir d'un problème de biais de sélection. Les valeurs des paramètres estimés sur cette petite base complète pourraient être différentes des valeurs des paramètres estimés sur la grande base incomplète. Nous nous sommes abstenus de recourir à des imputations massives pour solutionner le problème des valeurs manquantes. Même si nous ne rejetons pas l'hypothèse d'un biais de sélection dans le petit échantillon, il s'avère que les résultats d'estimation ne dépendent pas de l'échantillon choisi, ce qui permet

⁵ Voir Meese et Wallace (1999) et Baroni, Barthélémy et Mokrane (2003) pour des exemples d'indices de prix estimées à partir de ventes répétées sur données Parisiennes.

où $W : \mathbb{R}_+^H \rightarrow \mathbb{R}_+$ est une fonction de type Bergson-Samuelson continue, différentiable et croissante. Cette hypothèse nous permet d'affirmer que les revenus $(\hat{y}_1, \dots, \hat{y}_H)$ observés sont des solutions (internes) du programme suivant

$$\max_{y_1, \dots, y_H} S(y_1, \dots, y_H) \text{ s.c. } \sum_{i=1}^H y_i \leq \sum_{i=1}^H \hat{y}_i \quad (3.10)$$

et, par conséquent, ils satisfont les conditions du premier ordre

$$\frac{\partial W(V_1(\hat{y}_1), \dots, V_H(\hat{y}_H))}{\partial v_j} \frac{\partial V_j(\hat{y}_j)}{\partial y_j} = \frac{\partial W(V_1(\hat{y}_1), \dots, V_H(\hat{y}_H))}{\partial v_l} \frac{\partial V_l(\hat{y}_l)}{\partial y_l} = \lambda$$

pour tout individu j et l où λ est une constante quelconque non négative (le multiplicateur de Lagrange-Kuhn-Tucker associé à la contrainte du programme (3.10)).

Supposons vouloir quantifier la valeur sociale d'un "petit" projet portant sur une augmentation dc_k de la quantité du bien k dans la commune p . Soit H^p le nombre d'individus dont le choix optimal est d'habiter dans la commune p . La valeur sociale ΔW de ce projet en correspondance du choix optimal des individus est approximée par

$$\Delta W = \sum_{j=1}^{H^p} \frac{\partial W(V_1(\hat{y}_1), \dots, V_H(\hat{y}_H))}{\partial v_j} \frac{\partial U_j(\mathbf{c}_j^*, x_j^*)}{\partial c_k} dc_k.$$

Il est possible de réécrire cette valeur sociale, à partir des conditions du premier ordre du programme de maximisation des individus, comme

$$\Delta W = \sum_{j=1}^{H^p} \frac{\partial W(V_1(\hat{y}_1), \dots, V_H(\hat{y}_H))}{\partial v_j} \frac{\partial V_j(\hat{y}_j)}{\partial y_j} \frac{\partial h(\mathbf{c}_j^*)}{\partial c_k} dc_k$$

qui, données l'optimalité de la distribution des revenus et la mesure de type ordinaire de la fonction de bien-être social, correspond à

$$\Delta W = \sum_{j=1}^{HP} \frac{\partial h(\mathbf{c}_i^*)}{\partial c_k} dc_k \quad (3.11)$$

Dans un contexte continu avec une distribution des revenus optimale, la somme des prix marginaux implicites des biens publics locaux produits par un "petit" projet sur tous les logements occupés de la commune considérée nous donne une mesure exacte de la valeur sociale de ce projet. Nous soulignons l'hypothèse très forte que les revenus observés sont distribués de façon optimale par rapport à la même fonction de bien-être social utilisée pour évaluer les projets publics. Cette condition équivaut à utiliser la même éthique dans l'évaluation des projets que celle qui est sous-jacente à la distribution *effective* des revenus de façon qu'elle puisse être jugée juste (ou socialement optimale). Cette éthique particulière peut ne pas rencontrer un large *consensus*.

Nous pouvons maintenant utiliser la formule donnée par l'équation (3.11) pour calculer le bénéfice social entraîné par une variation unitaire de quelques biens publics dans les communes considérées. Dans le tableau 3.6 en Annexe, nous présentons nos résultats pour la variable *Echec5ème* dans les communes du Val d'Oise intéressées par le programme de dépenses du Ministère de la Ville. La colonne 3 de ce tableau reporte la somme des disponibilités marginales à payer des habitants propriétaires d'un logement dans les communes considérées pour une réduction de 1% de l'échec scolaire en cinquième. Ces bénéfices sous-estiment les bénéfices totaux que les habitants de la commune obtiendraient suite à la réalisation du programme de dépenses car nous ne tenons pas compte de ceux qui

ne sont pas propriétaires de leur logement.²⁴ Ces chiffres sont comparés avec les dépenses du gouvernement qui sont reportées dans la colonne 4. Il est certainement difficile d'évaluer ces dépenses sans rien savoir sur la technologie utilisée par le gouvernement pour convertir les financements publics dans une réduction de l'échec scolaire. Au moins que nous supposons un taux de conversion très élevé, nous devons reconnaître que, dans la plupart des communes considérées, les dépenses gouvernementales sont tout à fait modestes par rapport à notre estimation des bénéfices envisagés. Les colonnes 5 et 6 permettent de faire le même type de comparaison en termes annuels en utilisant le taux d'escompte révélé par la capitalisation des taux d'imposition dans notre modèle empirique. Ici encore, les dépenses gouvernementales apparaissent plutôt modestes par rapport à nos estimations des bénéfices.

3.7 Conclusion

Cette étude aboutit à des résultats intéressants. En premier lieu, les prix des logements dans le Val d'Oise sont plus sensibles aux variations du temps de trajet par transport en commun que par voiture particulière. En utilisant le taux d'escompte calculé à partir de la capitalisation des deux taux d'imposition locaux, la disponibilité à payer du propriétaire du logement moyen de notre échantillon pour une diminution marginale du temps de parcours pour se rendre sur son lieu de travail équivaut à une valeur horaire de quelques 3 euros. Un montant qui est

²⁴D'un autre côté, il nous semble important de rappeler que les prix des logements recensés pour cette étude sont des prix d'offre et non de transaction. En outre, ils ne concernent que le marché de vente (le marché locatif étant ignoré). Ces deux facteurs font supposer l'existence d'un biais (plus précisément, une surestimation) de la disponibilité marginale à payer pour une réduction marginale de l'échec scolaire.

plus faible que la valeur du salaire horaire minimum pour les années de référence.

Le deuxième résultat réside dans l'effet de capitalisation des impôts locaux. Une augmentation du taux d'imposition de la taxe d'habitation (respectivement, la taxe sur le foncier bâti) déprécie la valeur du logement de 773 euros (respectivement, 718 euros).

Nos résultats empiriques supportent, enfin, l'opinion que la qualité des écoles publiques affecte significativement la valeur d'un logement. Nous soulignons, en particulier, l'importance de l'estimation de la valeur marginale d'une réduction du pourcentage des étudiants de mauvaise qualité. Dans une commune moyenne ayant 25 000 habitants, une politique qui entend réduire de 1% le pourcentage de retard scolaire a une valeur marginale sociale de quelques 6375 millions d'euros.

Nous remarquons, enfin, que plus qu'une analyse "coûts-bénéfices", nous conduisons une analyse "dépenses-bénéfices". En effet, nous ne disposons pas d'informations sur le coût de production des biens publics rendus disponibles par la réussite de la politique de la Ville et par conséquent nous sommes dans l'impossibilité de tirer un jugement sur l'efficacité de cette politique. Nous connaissons plutôt le budget destiné au financement de la politique de la Ville. Il n'est pas suffisant pour analyser la relation existant entre ces dépenses et l'augmentation de la production de biens publics que ces dépenses ont présument entraînée. Nous sommes donc dans l'incapacité de conduire une véritable analyse coûts-bénéfices. Toutefois, l'analyse dépenses-bénéfices que nous venons de présenter peut se considérer comme une étape intermédiaire indispensable qui permet de mettre en perspective les sommes que les ménages sont prêts implicitement à dépenser, via le marché du logement, pour augmenter la quantité des biens publics envisagés par la politique de la Ville.

Chapitre 4

La rénovation de la Goutte d'Or est-elle un Succès ? un Diagnostic à l'aide d'Indices de Prix Immobilier

"When I get new information, I use it.", attribuée à John Maynard Keynes¹

4.1 Introduction

L'objectif de cette recherche² est d'évaluer des opérations spécifiques de réhabilitation urbaine réalisées à Paris, où notre attention s'est focalisée sur les opéra-

¹Cité par Card et Krueger dans *Myth and Measurement* (1995) Princeton, p.178.

²Le contenu de ce chapitre correspond à l'article "La rénovation de la Goutte d'or est-elle un succès ? Un diagnostic à l'Aide d'Indices de Prix immobilier", écrit en collaboration avec Fabrice Barthélémy et Alain Trannoy. Il est en révision à *Economie et Prévision*.

tions de rénovation entreprises dans le quartier de la "Goutte d'Or" dans le 18^{ème} arrondissement.

Dans toutes les grandes villes, après un certain processus historique, une zone donnée devient un quartier de transit pour les immigrants. C'est le cas du quartier de la Goutte d'Or, qui est bien connu pour être le centre de l'immigration Nord-Africaine à Paris. La pauvreté, le chômage, le commerce illicite ont accompagné la dégradation des conditions des logements dans les décennies passées. Une prise de conscience a amené la ville à lancer à partir de 1985 une politique de rénovation avec l'appui de grandes institutions financières françaises.³ Elle a comporté la démolition de 1 400 logements et la construction de 800 logements sociaux. 40% des habitants déplacés ont été relogés dans le quartier, 20% dans le même arrondissement mais dans une zone différente et le reste dans d'autres arrondissements de Paris. En 1999, cette première opération est presque terminée. Une nouvelle opération a commencé en 1998 dans le nord du quartier (Château-Rouge). La carte du quartier 71, qui correspond au quartier de la Goutte d'Or,⁴ illustre les deux zones du quartier intéressées par les travaux de renouvellement dans les

³En effet, la politique de rénovation a été lancée en novembre 1983 et les deux années suivantes ont été consacrées aux enquêtes, à la préparation des travaux et à la procédure de déclaration d'utilité publique signée en juin 1985. Pour une historique intéressante et complète des opérations de renouvellement menées dans le quartier, nous renvoyons à Atelier Parisien d'Urbanisme (2002) et Office public d'aménagement et de construction de Paris (1994).

⁴A Paris, chaque arrondissement est divisé en 4 quartiers administratifs chacun identifié par un numéro et un nom. La liste complète des 80 quartiers parisiens est dans le tableau 4.1 en Annexe.

périodes précisées ci-dessus.

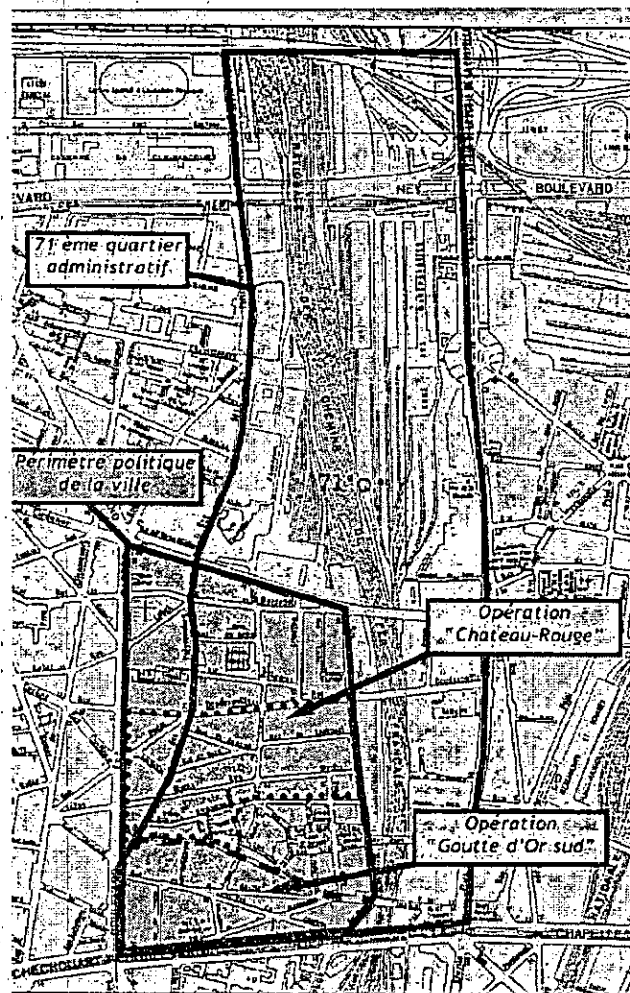


Figure 4.1 : Quartier administratif de la Goutte d'Or

Simultanément, le quartier a été classé parmi les sites concernés par les procédures de développement social urbain. En conséquence, cette zone est devenue une candidate privilégiée pour des améliorations d'infrastructure, et les associations qui y sont localisées peuvent recevoir des subventions supplémentaires. Il n'est sans doute pas exagéré de considérer une rénovation d'une telle ampleur comme un *choc urbain*, puisque tous les aspects qui font l'agrément d'un quartier ont été

affectés par l'opération : les bâtiments, l'infrastructure publique, la composition sociale, l'animation sociale et culturelle. L'évaluation de l'impact d'un tel choc sur le marché du logement est le but de l'étude. La question posée est de savoir si nous pouvons procéder à un test du succès global de cette opération toujours en cours pour la partie nord et chiffrer le cas échéant le gain en valorisation associée à ce type d'opération.

Dans la littérature, les travaux portant sur des politiques de rénovation urbaine sont peu nombreux. Bartik (1986) analyse les effets possibles de l'amélioration d'un quartier sur les locataires à faible revenu pour les villes de Pittsburgh et Phoenix. Il élabore un modèle hédonique, où la variable dépendante est le loyer, en intégrant comme variable explicative l'évolution physique du quartier. Celle-ci est mesurée par un indicateur issu d'une analyse en composantes principales, qui regroupe, entre autres, la proportion de logements locatifs dans le secteur, des indicateurs de la qualité du paysage, de la vacance et de la présence d'espaces verts.

Pour répondre à la question posée, nous avons envisagé initialement de développer une méthodologie combinant l'approche hédonique et celle qui utilise les ventes répétées. Depuis l'article de Case et Shiller (1991), on sait mieux tirer partie des informations fournies par la vente du même logement à des dates différentes. Il semble manifeste que la revente d'un logement appartenant à une zone ayant fait l'objet d'une politique de réhabilitation apporte une information essentielle qui doit être comparée à la revente d'un logement de caractéristiques observables identiques situé dans un quartier n'ayant pas fait l'objet d'une telle politique. Cette stratégie supposait que l'on disposât de ventes répétées en grand nombre dans la zone rénovée. Nous ne disposons que de 153 ventes répétées dans

la zone rénovée depuis 1985 et de 874 ventes répétées dans la zone qui est train d'être rénovée, une grande partie de ces dernières transactions étant en fait antérieures au début de la rénovation dans cette zone. Ces chiffres sont notoirement insuffisants pour mettre en application la méthodologie imaginée initialement, qui oblige à distinguer les ventes répétées chaque année. Cette faiblesse nous a conduit à ignorer l'aspect répété des ventes⁵ et à en rester à des techniques de régression hédoniques classiques.

En raison de ces difficultés, nous avons adopté un point de vue plus global et nous avons choisi de mobiliser une base de données qui contient des informations sur les prix de transaction de l'immobilier résidentiel pour l'ensemble des arrondissements de Paris depuis 1981. La base primaire des Notaires de Paris est énorme (environ 450 000 transactions) mais dans une certaine mesure, elle demande à être traitée soigneusement sur un plan proprement statistique. Une faiblesse de la base de données résulte de l'importance des valeurs manquantes pour un grand nombre de variables. La suppression d'une observation, pour laquelle une variable n'est pas renseignée, aboutit à une base significativement plus petite (seulement 61 000 observations) qui peut souffrir d'un problème de biais de sélection. Les valeurs des paramètres estimés sur cette petite base complète pourraient être différentes des valeurs des paramètres estimés sur la grande base incomplète. Nous nous sommes abstenus de recourir à des imputations massives pour solutionner le problème des valeurs manquantes. Même si nous ne rejetons pas l'hypothèse d'un biais de sélection dans le petit échantillon, il s'avère que les résultats d'estimation ne dépendent pas de l'échantillon choisi, ce qui permet

⁵ Voir Meese et Wallace (1999) et Baroni, Barthélémy et Mokrane (2003) pour des exemples d'indice de prix estimées à partir de ventes répétées sur données Parisiennes.

d'être optimiste s'agissant de la robustesse des résultats.

Les régressions hédoniques qui cherchent à expliquer le prix du logement et son évolution comportent systématiquement des variables muettes temporelles, afin d'être en mesure de construire des indices de prix, et ce, selon l'échelon géographique pertinent : Paris, chacun des 20 arrondissements ou des 80 quartiers qui composent la ville. Chaque secteur géographique est repéré par une variable muette qui joue le rôle d'un agrégat des différentes caractéristiques publiques qui importe pour la qualité de vie dans le secteur considéré.

En section 2, nous détaillons la méthodologie utilisée. Dans la troisième section, nous nous interrogeons sur un possible biais de sélection, tandis que les résultats concernant la dynamique des prix immobiliers Parisiens sont rassemblés dans la section suivante. L'exploitation des résultats tant au niveau du quartier qu'à l'intérieur du quartier pour apprécier la politique de rénovation urbaine est l'objet de la section 5. La section 6 conclue avec la présentation des quatre extensions possibles de cette étude.

4.2 Méthodologie

Nous rappelons brièvement la méthodologie de construction d'un indice de prix hédonique, avant de la rapprocher de celle de construction de l'indice de prix INSEE, qui fait référence. Ensuite nous expliquons comment la connaissance de la valeur de l'indice de prix peut être exploitée pour estimer l'impact d'une politique de rénovation urbaine.

4.2.1 Indice hédonique de prix immobilier en vente simple

Notre indice de prix est construit selon l'approche hédonique standard (voir par exemple, Bailey *et alii* (1963), Mark et Golberg (1984), Case *et alii* (1991), Case et Quigley (1991), Crone et Voith (1992), Meese et Wallace (1997)). Pour les raisons expliquées plus haut, nous construisons un indice de vente simple, le même logement vendu à des périodes différentes étant considéré comme un logement de caractéristiques différentes. Nous adoptons la spécification suivante

$$\ln P_i = \alpha + \zeta \ln S_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} + \sum_{j=2}^J \delta_j l_{ij} + \sum_{t=2}^T \phi_t s_{it} + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2), \quad (4.1)$$

avec

- P_i est le prix de vente du logement i ,
- x_{ik} est la valeur de la $k^{\text{ième}}$ caractéristique privée du logement i ,
- l_{ij} est une variable muette valant 1 si le logement i est situé dans le quartier j ,
- s_{it} est une variable muette valant 1 si le logement i a été vendu à une période égale ou successive à t .

Il est supposé que l'impact de chaque caractéristique privée (coefficient β_k) ne change pas au cours du temps, une fois que nous avons contrôlé pour les effets temporels. La valeur du coefficient δ_j capture un effet fixe du quartier j par rapport au quartier de référence, le quartier n.1 qui correspond au quartier de Saint-Germain l'Auxerrois. Cet effet fixe agrège l'effet de toutes les caractéristiques environnementales qui contribuent à la qualité de vie dans le quartier j . Nous avons essayé plusieurs spécifications pour la surface, notamment une forme polynomiale et logarithmique, et celle-ci résulte mieux approximer les données.

Notre modélisation des effets temporels diffère légèrement, sur un plan purement formel, de la pratique usuelle,⁶ étant donné que le coefficient ϕ_t donne l'effet de la période t par rapport à la période $t - 1$. Ainsi, la valeur du test de Student relatif au coefficient ϕ_t renseigne sur la significativité de l'accroissement temporel.

Par construction, nous avons (une valeur estimée est surmontée d'un chapeau),

$$\widehat{\ln P_{it}} - \widehat{\ln P_{it-1}} = \hat{\phi}_t, \quad \text{pour tout } i, t,$$

ou d'une manière équivalente

$$\frac{\widehat{P_{it}}}{\widehat{P_{it-1}}} = \exp(\hat{\phi}_t), \quad \text{pour tout } i, t.$$

L'indice de prix est construit par récurrence selon la formule suivante,

$$\hat{I}_t = \hat{I}_{t-1} \exp(\hat{\phi}_t), \quad t = 2, \dots, T$$

en commençant par $I_1 = 100$.

Les caractéristiques privées sont décrites par des variables muettes, à l'exception naturellement de la surface.

Etendre la période d'estimation d'une année, c'est à dire, tenir compte de l'information sur les logements vendus l'année $T + 1$ peut changer les valeurs de tous les coefficients estimés sur la période précédente. Dans la mesure où l'hypothèse de constance des coefficients est recevable, cela permet d'améliorer la précision des coefficients. Si cette hypothèse est sujette à caution, il demeure une

⁶Habituellement, on construit une variable muette avec la valeur 1, si la vente intervient en t et 0 autrement.

ambiguïté dans la mesure où le gain de précision peut être compensé par un biais de spécification. Il n'empêche qu'il importe de comprendre que l'incorporation de nouvelles données conduit à la révision des indices des années antérieures. La comparaison avec la construction de l'indice INSEE est éclairante à ce sujet.

4.2.2 L'indice INSEE-Notaires de Paris

Pour permettre une comparaison aisée de notre indice avec celui de l'INSEE-Notaires de Paris (ci-dessous indice INSEE), nous rappelons cursivement sa méthodologie, qui permet d'éviter la révision rétrospective de l'indice. L'indice INSEE est estimé à partir d'un parc de logements, dit parc d'estimation : il est supposé s'appliquer pour une durée de quelques années, ce qui permet donc à chaque période courante d'estimer la valeur d'un parc fixe de logement, dit parc de référence, à partir de la totalité des transactions observées à la période courante, par moyenne des prix reconstitués d'un bien de référence. En réalité il n'y a pas qu'un seul modèle hédonique mais 273 modèles de base distincts, estimés dans des zones géographiques homogènes en termes de prix.⁷

Dans une première étape, une équation est estimée pour une période donnée, appelée période de "base", (ci-dessous la période 0)⁸ et pour un "voisinage" donné,⁹

$$\ln P_{i0} = \ln P_0^* + \sum_{k=1}^K \beta_{k0} x_{ik} + \varepsilon_{i0}, \quad \varepsilon_{i0} \sim IID(0, \sigma^2). \quad (4.2)$$

⁷Pour une présentation complète et exhaustive de l'indice INSEE, nous renvoyons à David *et alii* (2002).

⁸Cette période peut correspondre à plusieurs années. Pour les appartements parisiens, elle couvre 4 années de 1992-1996.

⁹La modélisation INSEE prend en compte une dimension supplémentaire : la strate (quartier, arrondissement, zone)

où P_0^* est le prix du logement de référence à la période 0. Pour toutes les périodes postérieures à la période de base, les prix de transaction de tous les logements sont supposés gouvernés par l'équation suivante

$$\ln P_{it} = \ln P_t^* + \sum_{k=1}^K \beta_{k0} x_{ik} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_t^2), \quad i = 1, \dots, n_t,$$

où n_t est le nombre d'observations à la période t . Dans une seconde étape, la valeur implicite du logement de référence au temps t (noté P_t^*) est calculée selon une moyenne géométrique des prix de transaction, dont on déduit la valeur hédonique des caractéristiques privées à la période de base

$$P_t^* = \left(\prod_{i=1}^{n_t} \frac{P_{it}}{\exp\left(\sum_{k=1}^K \beta_{k0} x_{ik}\right)} \right)^{1/n_t}$$

L'indice de prix INSEE est simplement donné par

$$I_{t/0} = \frac{P_t^*}{P_0^*}$$

Pour estimer cet indice, il suffit d'estimer les β_{k0} à partir du modèle de régression (4.2).

Une caractéristique commune aux deux approches est de supposer la constance des coefficients des caractéristiques privées ou publiques au cours du temps. La différence réside dans le traitement d'une variabilité éventuelle. L'INSEE se propose de réviser ses coefficients tous les 5 ans, avec potentiellement un problème de discontinuité de l'indice lié aux changements des prix relatifs des caractéristiques.

Notre indice est au contraire lissé de période en période en incorporant un changement des prix relatifs sous la forme d'un changement des coefficients année après année suite à l'inclusion dans la base de nouvelles transactions. Implicitement notre indice incorpore une révision annuelle des prix des caractéristiques. Cet avantage lié à cette procédure de lissage peut se révéler à long terme problématique, dans la mesure où les changements apportés sont fonction de l'importance numérique des nouvelles données par rapport au stock existant, importance qui par construction décroît au cours du temps au moins dans un état stationnaire.¹⁰

La comparaison des indices nécessiterait de plus amples développements, qui n'ont pas leur place ici vu le sujet et la taille du chapitre. Nous y consacrerons une étude à part.

4.2.3 L'évaluation de l'impact d'une rénovation urbaine

Faisons l'hypothèse qu'une politique de rénovation affecte le quartier j désigné ci-dessous sous le nom de "*quartier traité*" en t^* . Deux types de questions se posent. Premièrement, cette rénovation a-t-elle eu un impact décelable à l'échelle du quartier? Deuxièmement, cette rénovation a-t-elle un impact local, c'est-à-dire un impact sur la valorisation de certains logements situés à l'intérieur du quartier? Si un impact global a été détecté, alors on doit trouver un impact local mais l'inverse n'est pas forcément vrai.

Pour répondre à la première question, nous comparons la dynamique des prix dans un quartier dit de "contrôle", où aucune politique de rénovation lourde n'a

¹⁰ L'inconvénient lié à l'arrivée de nouvelles données doit être relativisé, s'agissant de la base de données des Notaires de Paris sur la période 1981-2001, dans la mesure où le taux de couverture transactions enregistrées/transactions effectuées n'a fait que progresser au cours de la période d'étude. Ainsi les données des années récentes ne sont pas diluées dans l'ensemble des données, le taux de couverture jouant le rôle d'une pondération croissante avec le temps.

été opérée, avec celle du "quartier traité". Bien sûr, il vaut mieux que les deux quartiers soient proches dans toutes les dimensions qui importent, milieu social, proximité géographique. Nous estimons une régression hédonique dans chaque quartier j au moyen de la spécification suivante

$$\ln P_{ij} = \alpha_j + \zeta_j \ln S_{ij} + \sum_{k=1}^K \beta_{jk} x_{ijk} + \sum_{t=2}^T \phi_{jt} s_{ijt} + \varepsilon_{ij}, \quad \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_j^2), \quad (4.3)$$

qui nous permet de calculer, selon la méthode explicitée plus haut, un indice de prix hédonique, I_{jt} , pour chaque quartier j et pour $t = 1, \dots, T$. Si la politique de rénovation est survenue en t^* , nous nous proposons de comparer l'évolution des deux indices avant et après t^* .

Après avoir apporté une réponse à la première question, nous aimerions également estimer l'impact microéconomique concernant la diffusion spatiale du choc survenu dans une zone donnée. Nous aimerions savoir si ce choc s'est réellement diffusé dans tout le quartier traité, ou s'il n'a concerné qu'une partie de ce quartier et savoir éventuellement s'il s'est diffusé au-delà. Une rénovation présente le caractère d'une externalité locale et nous faisons l'hypothèse que plus le logement est proche de la zone de rénovation, et plus l'impact va être important. A cet effet, nous construisons une mesure de la distance du logement au centre de la zone de rénovation, et par commodité, nous faisons le choix de la distance Euclidienne. Notons cette distance d_i . En introduisant la variable distance D_{it} qui vaut d_i , si la vente est intervenue en t , et est égale à 0 sinon, l'équation hédonique à estimer

sur chaque quartier¹¹ devient

$$\ln P_{ij} = \alpha_j + \zeta_j \ln S_{ij} + \sum_{k=1}^K \beta_{jk} x_{ijk} + \sum_{t=2}^T \phi_{jt} s_{ijt} + \sum_{t=2}^T \psi_{1jt} D_{ijt} + \sum_{t=2}^T \psi_{2jt} D_{ijt}^2 + \varepsilon_{ij}, \quad \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_j^2). \quad (4.4)$$

Nous procédons à une comparaison des coefficients de la variable distance avant et après t^* pour évaluer l'impact spatial d'une politique de rénovation urbaine survenue en t^* . En pratique, nous renonçons à considérer l'ensemble des effets distance année par année pour privilégier une analyse selon quatre sous-périodes : la période précédant le lancement de l'opération de rénovation (1981-1984), la période correspondant à la première tranche de travaux divisée en deux (1985-1991 et 1992-1997), pour capturer les changements éventuels et enfin la période suivant le début de la deuxième phase des travaux (1998-2001).

4.3 Les Données : Biais de sélection contre Erreurs de spécification

Nous décrivons la base de données avant d'aborder l'éventualité de biais de sélection.

4.3.1 Données

La base de données, fournie par la Chambre des Notaires de Paris, contient l'information sur les ventes de logement de janvier 1977 à décembre 2001. Le

¹¹ Nous procédons à une estimation des répercussions locales de l'opération de renouvellement dans une zone plus vaste que le quartier qui inclue les trois quartiers limitrophes au quartier de la Goutte d'Or. L'hypothèse sous-jacente à cette méthode d'évaluation suppose que même si d'autres rénovations ont eu lieu dans d'autres quartiers que dans les quartiers étudiés, elles vont toucher de la même manière les quatre quartiers plus le quartier de contrôle.

taux de couverture augmente avec le temps et on estime qu'il représente 89% des transactions en 2001.¹² Nous supposons que les actes enregistrés dans la base de données sont représentatifs de l'ensemble des transactions et donc que le biais de sélection correspondant est négligable. De toutes les ventes, nous gardons seulement celles qui concernent l'usage résidentiel et qui font l'objet d'une véritable transaction immobilière. Nous excluons ainsi les appartements obtenus par succession, donation, échange, division, et ceux vendus par enchère. Enfin, nous excluons de notre échantillon les appartements considérés comme atypiques comme des greniers, des studios d'artiste, et des loges de concierges. Etant donné le faible nombre de ventes enregistrées pendant les premières années, nous limitons notre analyse à la période 1981-2001. Cette délimitation du champ de l'étude élimine approximativement 10% des données de la base des Notaires pour les appartements.

Les caractéristiques disponibles pour définir la qualité du logement sont les suivantes : le type d'appartement, la surface (en m^2), le nombre de pièces principales, le nombre de salles de bains, le nombre de sous-sols, le nombre de places de stationnement, l'étage, la présence d'un ascenseur, l'époque de construction du bâtiment, la période entre la construction et la vente du logement qui importe pour des raisons fiscales,¹³ le type de voie sur lequel donne le bâtiment, s'il est occupé ou non au moment de la vente, et le quartier. De plus, chaque logement est repéré par un géocode, ce qui nous permet de calculer la distance au centre de la rénovation.

¹²Ici, le taux de couverture correspond au rapport du nombre de transactions enregistrées dans la base de données sur le nombre total de transactions. (voir David *et alii* (2002)).

¹³Si le logement est vendu dans un délai inférieur à cinq ans depuis la période de construction, la vente est exempte de droit de mutation.

4.3.2 Six Echantillons

Une faiblesse de la base de données résulte de l'importance des valeurs manquantes pour un grand nombre de variables. Le pourcentage de valeurs manquantes diffère d'une variable à l'autre (voir tableau 4.2). Des variables importantes comme la surface ou le nombre de sous-sols ont environ 50% de valeurs manquantes.

Caractéristique	Pourcentage
Prix	0,1%
Type d'appartement	16,7%
Surface	55,5%
Nombre de pièces principales	17,9%
Nombre de salles de bains	36,6%
Etage	14,7%
Ascenseur	18,4%
Nombre de sous-sols	60,1%
Nombre de places de stationnement	40,8%
Epoque de construction du bâtiment	5,9%
Indicateur du traitement fiscal	24,8%
Adresse	0,2%
Quartier	0,2%
Destination du bien après la vente	7,2%
Etat d'occupation	0,3%
Type de mutation	52,5%
Type de propriété	0,3%

Tableau 4.2 : Valeurs manquantes

Le tableau 4.3 présente le traitement des valeurs manquantes, variable par variable. En fonction du type de variable, le traitement des valeurs manquantes a conduit soit à la suppression de l'observation, soit à une correction de bon sens, soit au non traitement de la valeur manquante.

Les observations pour lesquelles nous ne connaissons ni le prix ni le trimestre de vente, ni le type de voie ni la destination du logement après la vente ont été

éliminées de la base. Quelques corrections de bon sens sur le type d'appartement, la période entre la construction et la vente, le statut d'occupation, le type de transaction, le type de propriété, et la présence d'un ascenseur ont été effectuées mais il serait exagéré d'en inférer que nous avons procédé à des imputations massives. Par exemple, si nous savons qu'un appartement dans un certain bâtiment est équipé d'un ascenseur au temps t , tous les appartements de ce bâtiment vendu à une date postérieure sont aussi agrémentés d'un ascenseur. Un procédé plus controversé aurait été de poser que le non renseignement de cette variable correspondait soit à la présence soit à l'absence d'un ascenseur dans tous les cas de figure. Ce choix de ne pas procéder à des imputations est légitimé par le souci de ne pas introduire de biais supplémentaire de par la procédure d'imputation. Certaines variables (comme la surface, par exemple) n'ont fait l'objet d'aucun traitement et ont gardé leurs valeurs manquantes.

Caractéristique	Action	Type d'imputation
Prix	supprimé	
Type d'appartement	imputé	appartement standard
Surface	aucun traitement	
Nombre de pièces principales	aucun traitement	
Nombre de salles de bains	aucun traitement	
Etage	aucun traitement	
Ascenseur	aucun traitement	
Nombre de sous-sols	aucun traitement	
Nombre de places de stationnement	aucun traitement	
Epoque de construction du bâtiment	aucun traitement	
Indicateur du traitement fiscal	imputé	ancien
Adresse	supprimé	
Quartier	supprimé	
Destination du bien après la vente	supprimé	
Etat d'occupation	imputé	libre
Nature de la mutation	imputé	acquisition
Type de propriété	imputé	pleine propriété

Tableau 4.3 : Traitement des valeurs manquantes

Pour chaque variable (à l'exception de la surface), une modalité supplémentaire intitulée "valeur manquante" a été ajoutée. La comparaison du coefficient de cette modalité avec celui des autres modalités renseigne sur le niveau moyen de la variable lorsqu'elle n'est pas renseignée. Le tableau 4.4 fournit quelques statistiques concernant ce type de variables contenues dans la base de données à partir de laquelle nous avons sélectionné les six échantillons que nous allons présenter dans la suite de cette section.

Variable	Nombre de valeurs non manquantes	Moyenne	Ecart-type
Prix (euros)	404 358	123 408,81	150 463
Surface (mètres carrés)	199 320	48,9	35,1
Nombre de pièces principales	382 304	2,29	1,25
Nombre de salles de bains	291 298	0,87	0,49
Étage	381 559	3,63	2,93
Ascenseur	337 587	0,54	0,5
Nombre de sous-sols	167 108	0,76	0,57
Nombre de places de stationnement	222 646	0,25	0,48

Tableau 4.4 : Statistiques descriptives

Nous avons tronqué la distribution de la surface (les observations dont la surface est plus petite que $6 m^2$ et supérieure à $400 m^2$), et éliminé les observations pour lesquelles le nombre de pièces est supérieure à 15. Nous aboutissons ainsi à une base de données de 380 875 observations.

Pour l'estimation, nous avons constitué 6 sous-échantillons en fonction des trois éléments suivants. D'abord, le fait que l'échantillon contienne ou non des observations avec valeurs manquantes. Une appellation *Large* (respectivement *Small*) correspond à une réponse positive (resp. négative). Comme la base *Small* ne peut être construite qu'à partir de 1995, deux types d'échantillons peuvent être construits : ceux qui commencent en 1981 et ceux qui commencent en 1995.

Nous obtenons ainsi trois bases possibles (*Large81*, *Large95* et *Small95*). Enfin, le souci de différenciation selon la présence ou non de la surface provient du caractère prééminent de la surface parmi les variables explicatives : elle permet en effet de rendre compte de 60% de la variance des prix du logement. La présence d'un *S* à la fin du nom de l'échantillon indique que la surface est incluse parmi les variables et donc toutes les observations pour lesquelles la surface n'est pas renseignée sont supprimées. Les petits échantillons peuvent souffrir d'un biais de sélection tandis que les résultats des estimations pour les plus grands peuvent souffrir de biais dus à des erreurs de spécification.

4.3.3 Biais de sélection dans les petits échantillons

Pour évaluer le biais de sélection des petits échantillons, nous testons s'ils résultent d'un tirage aléatoire sans remise où la population serait constituée des grands échantillons correspondants. Nous supposons que la loi théorique est donnée par la loi du grand échantillon (en éliminant les valeurs manquantes)¹⁴, que la loi empirique est donnée par la loi du petit échantillon et nous utilisons un test du χ^2 pour juger de l'égalité des deux distributions (hypothèse H_0). Parmi toutes les comparaisons effectuées (uniquement pour les échantillons commençant en 1995), nous n'obtenons qu'une seule réponse positive (non rejet de H_0), pour la comparaison de l'échantillon *Large95S* avec l'échantillon *Large95*. Dans tous les autres cas de figure, nous concluons à un biais. Par exemple, dans la comparaison entre les échantillons *Small95S* et *Small95*, le biais semble provenir d'une plus petite fréquence de prix faibles dans la base avec surface, des variables "salle

¹⁴Au vu de l'importance des valeurs manquantes, il n'y a pas de méthode statistique rigoureuse qui permette de trancher définitivement. Néanmoins, essayer d'identifier le problème est mieux que de délibérément l'ignorer.

de bains” et “étage”, et de la modalité “une pièce”. Dans la comparaison entre les échantillons *Small95S* et *Large95S*, les appartements avec une petite surface (<23m²) et avec des prix bas sont moins représentés dans le petit échantillon. Pour illustrer notre propos, la table suivante donne les distributions pour ces deux échantillons en 1995 et la contribution au χ^2 apportée par chaque modalité de la variable nombre de pièces.

Modalités	Fréquence		% χ^2
	théorique	empirique	
1	0.33	0.24	0.59
2	0.33	0.35	0.02
3	0.19	0.23	0.19
4	0.09	0.11	0.11
5	0.04	0.05	0.08
6	0.02	0.02	0.02

Tableau 4.5 : Contribution au χ^2

59% du χ^2 vient de la caractéristique “au moins une pièce”. Les appartements “une pièce” sont moins présents dans le petit échantillon avec surface. C’est une caractéristique que l’on retrouve pour toutes les modalités de référence des variables nombre de salles de bain, d’étages, de garages, quelque soit l’année. Cette sous représentation est particulièrement importante pour la variable “salle de bain”, pour laquelle la proportion théorique est plus de deux fois supérieure à la proportion empirique. Cela peut permettre d’expliquer la difficulté avec laquelle cette variable a du mal à sortir avec le signe attendu, comme les résultats des estimations l’indiquent. Les variables “ascenseur” et “sous-sols” font figure d’

exception, les fréquences sont plus ou moins les mêmes dans les grands et petits échantillons. Heureusement, les différences entre échantillons s'amenuisent au fur et à mesure que l'on avance dans le temps.

4.4 La dynamique des prix de l'immobilier Parisien

La discussion des résultats de l'estimation pour Paris précède la comparaison de l'évolution des indices de prix selon l'échantillon. La référence à l'évolution d'autres indices, comme celui de INSEE, est également mentionnée.

La spécification de la fonction des prix hédoniques définie en (4.1) comprend comme variables indépendantes : (i) un terme logarithmique pour la surface de façon à capturer des non-linéarités ; (ii) un ensemble de variables qualitatives pour tester la significativité des caractéristiques privées. Ces variables muettes sont construites de manière à mesurer l'impact d'une pièce additionnelle (ou d'une salle de bains ou d'une place de parking supplémentaire) sur le prix du logement. De plus, nous avons créé des variables muettes qui valent 1 si la variable à quoi nous nous référons correspond à une valeur manquante, et qui vaut 0 autrement ; (iii) un ensemble de variables muettes pour capter l'intérêt de la localisation définie à l'échelle du quartier (80 quartiers d'une moyenne de 1 km²) ; (iv) un ensemble de variables muettes temporelles qui valent 0 pour toutes les années antérieures à l'année de vente et 1 pour toutes les périodes postérieures, (v) une variable qualitative pour le trimestre de vente.

Les estimations par MCO sont reportées dans le tableau 4.5 en Annexe. Auparavant, nous présentons dans le tableau 4.6 ci-dessous le coefficient de déter-

mination ajusté de la régression sur les six échantillons :

Echantillon	Avec "Surface"			Sans "Surface"		
	LARGE81S	LARGE95S	SMALL95S	LARGE81	LARGE95	SMALL95
Nb d'observations	188 050	107 203	61 606	380 875	171 168	96 142
R ² ajusté	0,8911	0,8890	0,8948	0,7508	0,7688	0,7715

Tableau 4.6 : Comparaison du pouvoir explicatif selon l'échantillon

L'écart du coefficient de détermination ajusté entre les régressions sur les échantillon avec et sans surface est en moyenne égal à 15%. Il va de soi que les échantillons avec surface permettent une meilleure prédiction que les échantillons sans surface et nous pouvons en conclure que les estimations sur ces derniers sont atteints d'un problème de mauvaise spécification.

Les coefficients de régression¹⁵ sont similaires selon l'échantillon et présentent le signe attendu. Nous avons appliqué le test de Fisher pour vérifier la nullité de l'ensemble des modalités de chaque caractéristique du logement, ce qui nous permet d'apprécier l'importance relative de chacune de ces caractéristiques. D'après les statistiques calculées du test,¹⁶ il s'avère que toutes les caractéristiques sont significatives pour un niveau de confiance égal à 1%, exception faite pour les modalités de la caractéristique "nombre de sous-sols" pour lesquelles on rejette l'hypothèse nulle si le niveau de confiance est égal à 5%.

Habiter un studio, un duplex ou un loft est plus coté qu'habiter un appartement standard. C'est mieux de ne pas être au rez-de-chaussée mais il ne faut pas en déduire que plus l'appartement est situé à un étage élevé et plus les ap-

¹⁵Deux étoiles dans les tableaux 4.5 et 4.8 signifient que le coefficient est significatif à 1/10 000 et une étoile indique une significativité à 5%.

¹⁶Elles sont disponibles sur demande.

partements sont chers, surtout s'il n'y a pas d'ascenseur. Un appartement, encore occupé par un locataire au moment de la vente, est vu comme une nuisance par le marché. Un garage ou un sous-sol de plus est valorisé par le marché. Une large avenue, comme un boulevard, entraîne plus de bruit et de pollution et, par voie de conséquence, est évalué négativement, comme d'ailleurs le fait d'habiter une impasse ou une rue piétonne, qui peut être corrélé avec moins de soleil et un risque de délinquance plus élevé. Un appartement hausmanien ou antérieur au second empire est également plus apprécié que ceux construits au cours de l'après seconde guerre mondiale. La réglementation en matière de droit de mutation joue, comme on pouvait s'y attendre, et le prix de transaction subit une décote, lorsque la vente intervient dans un délai supérieur à cinq ans après la date de construction. Le trimestre de vente importe, puisque les prix, au cours du premier semestre, sont inférieurs à ceux observés au cours du second.

La modalité "valeur manquante" est toujours significative, quelle que soit la variable considérée. Par exemple, cette modalité sort avec un signe négatif pour la période de construction de l'immeuble, avec un signe positif pour les variables "salle de bains" et "sous-sols" (mais à chaque fois significativement différent des coefficients des variables muettes associées à la même caractéristique).

Dans la figure suivante, les quartiers sont rangés selon la valeur croissante de leur coefficient estimé¹⁷ et il est rassurant pour la politique de rénovation urbaine dans Paris que le quartier de la *Goutte d'Or* (quartier 71) soit bien classé en

¹⁷Pour l'estimation réalisée sur le plus grand échantillon, *Large81*.

dernier.

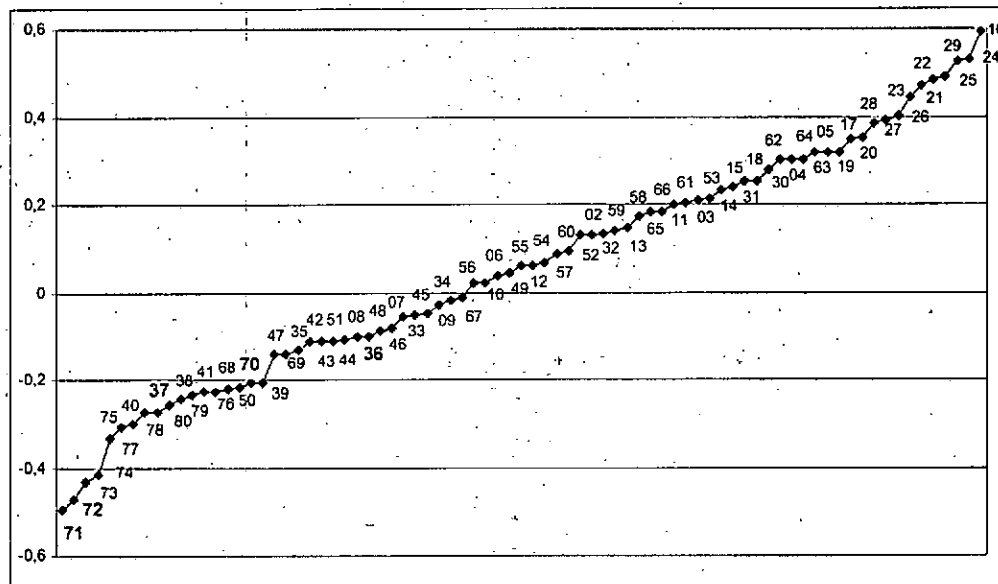


Figure 4.2 : Classement des quartiers selon la valeur du coefficient de régression estimé

Le quartier de contrôle a été choisi comme l'avant dernier quartier (quartier 72, *La Chapelle*) qui précède *La Vilette* et le quartier du *Pont de Flandres*, tous situés dans le Nord-Est de Paris. Le lecteur notera que les autres quartiers qui entourent le quartier de la *Goutte d'Or*, à savoir, les quartiers 36 (*Rochechouart*), 37 (*St-Vincent de Paul*) et 70 (*Clignancourt*), ne sont pas si mal classés que celui-ci. Le quartier le plus prisé est le quartier *Notre-Dame*, suivi de *Saint-Germain des Prés* et des *Champs-Élysées*. Il est frappant de constater que la liste des quartiers s'égrène d'une manière approximativement linéaire. L'hypothèse d'un continuum de quartiers du plus huppé au plus misérable semble pouvoir être formulée. En deuxième lecture, toutefois, des grappes de quartiers semblent se détacher de l'ensemble, essentiellement dans le bas et dans le haut de la distribution.

En résumé, les résultats présentés dans le tableau 4.5 sont extrêmement robustes, comme en témoigne le nombre de coefficients estimés avec une grande précision. Le signe et la valeur des effets temporels sont maintenant interprétés en fonction des indices qu'ils permettent de construire. La Figure 4.3 reflète l'évolution temporelle des indices de prix construits à partir des 4 échantillons démarrant en 1995.

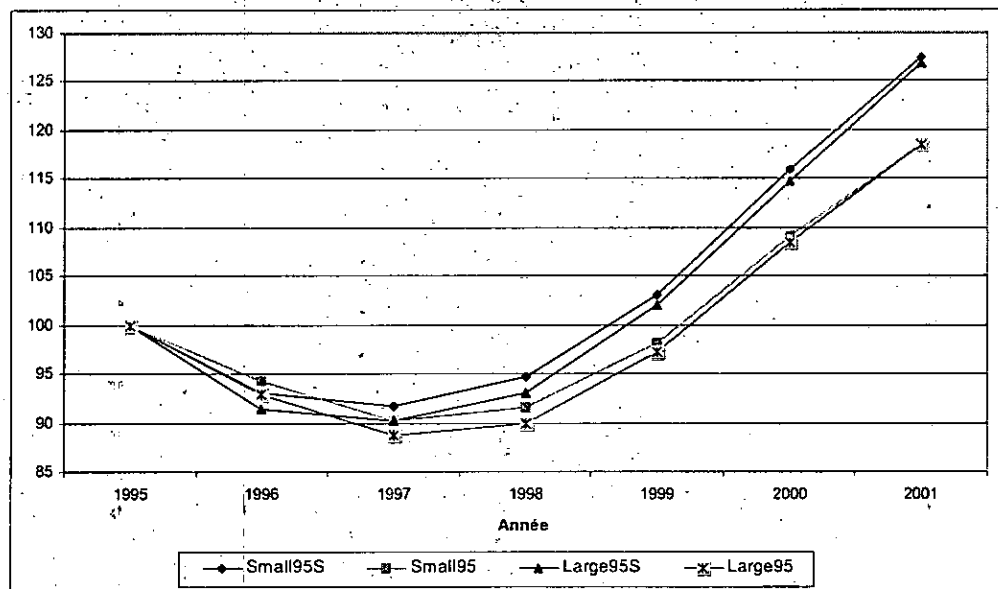


Figure 4.3 : Indices de prix immobiliers pour Paris, échantillons courts

Dans la phase haussière, l'évolution suivie par les indices basés sur des échantillons avec surface se différencie de plus en plus de celle suivie par les indices sans surface. Par contre, même si les petits échantillons sont affectés par un biais de sélection relativement aux grands échantillons, cela n'induit pas une différence marquée dans l'évolution des indices de prix. De plus, nous rappelons que l'échantillon *Large95S* ne semble pas souffrir d'un biais de sélection par rapport à l'échantillon *Large95*. Nous savions déjà que ne pas introduire la surface entraînait

un biais de mauvaise spécification. Ce biais conduit à un écart substantiel entre les indices sans surfaces et les indices avec surfaces (10 points pour la dernière année d'observation). L'oubli de la surface tend donc à sous-estimer la hausse des prix dans un période haussière et ce trait émerge également comme un élément clé dans la comparaison de l'évolution des indices pour les deux échantillons longs débutant en 1981.

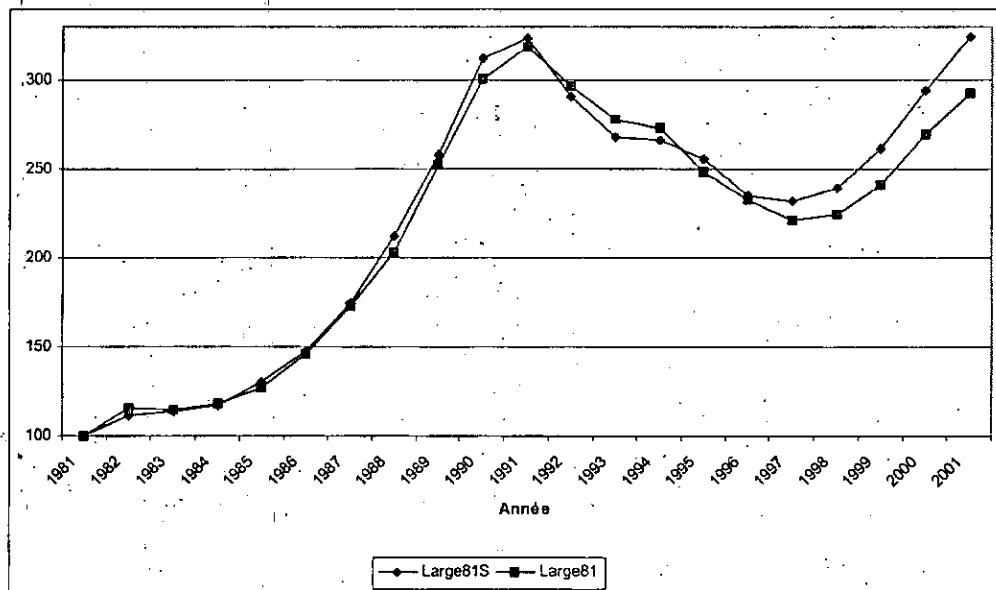


Figure 4.4 : Evolution des indices de prix immobiliers pour Paris, échantillons longs.

Proposons une tentative d'explication pour cette sous-estimation. La composition du portefeuille de ventes immobilières, selon la taille de l'appartement, change au cours du cycle immobilier, avec une proportion plus grande de petits appartements dans les périodes de booms que dans les périodes de dépression. Ce type de cycle a déjà été observé pour les appartements de Singapour (Ong *et alii* (2003)). En ne contrôlant pas pour la surface, on sous-estime la hausse dans les

booms puisque on ne tient pas compte du fait que la hausse de prix concerne en moyenne des appartements plus petits.

La comparaison des évolutions des différents indices de prix immobiliers proposés sur la place de Paris retracée dans la figure ci-dessous se révèle instructive. Nous avons déjà présenté la méthodologie suivie par l'INSEE mais il nous faut ajouter que leur indice est un indice du prix au m². Procéder ainsi revient à imposer une forme très rigide au lien entre la surface et le prix dans une régression hédonique : l'élasticité du prix à la surface doit être unitaire. Il se trouve que dans notre spécification centrale, définie par l'équation (4.1), nous rejettons cette hypothèse. Toutefois, dans une spécification annexe où nous introduisons la surface par pièce parmi les régresseurs, cette hypothèse n'est pas rejetée. Pour résumer, il n'y a pas de biais de spécification dans l'estimation de l'INSEE.¹⁸ Néanmoins, il est frappant de constater que leur indice¹⁹ suit d'assez près l'évolution de notre indice sans surface. Par construction, l'indice INSEE ne contrôle pas pour un changement possible de la composition des ventes immobilières durant les différentes phases du cycle immobilier. Poursuivre sur ce sujet nous entraînerait trop loin et fera l'objet d'investigations ultérieures.

¹⁸ Nous devons mentionner que l'INSEE prend en compte le changement intervenu dans l'arsenal législatif en 1996, avec la loi Carrez, qui requiert du propriétaire de fournir une mesure de la surface agréementée par un expert. Nous aussi, nous intégrons la loi Carrez dans la construction de notre indice dans une étude postérieure à celui-ci qui fait l'objet du chapitre 5. Une autre source de différence vient du fait que l'INSEE procède à des imputations de surfaces, ce que nous nous sommes refusés à faire.

¹⁹ Le commentaire vaut pour l'évolution depuis 1995 de l'indice des Notaires de la Chambre de Paris. Auparavant, l'indice n'était pas basé sur une méthodologie hédonique.

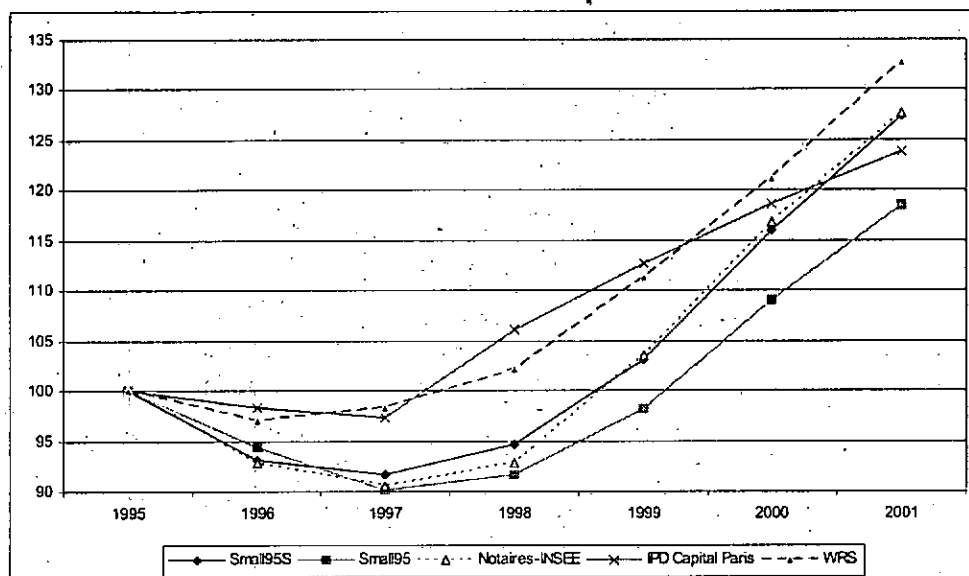


Figure 4.5 : Comparaison depuis 1995 des évolutions d'indices de prix immobiliers pour Paris

Les autres indices dont nous reproduisons l'évolution sont l'indice WRS, qui est un indice de ventes répétées (voir Baroni *et alii* (2003) pour de plus amples renseignements) et l'indice IPD²⁰ qui est basé sur des dires d'expert pour des biens possédés par des investisseurs institutionnels. L'évolution de l'indice WRS est en phase avec notre indice basé sur l'échantillon avec surface. L'indice IPD amortit la phase baissière et ne semble pas en phase avec les autres indices.

²⁰Pour des informations, on se reportera à www.ipdfrance.com.

4.5 La politique de rénovation urbaine : un succès ?

Nous évaluons le succès global de la politique de rénovation en essayant de détecter son impact sur le marché du logement. L'idée de départ est que nous anticipons que la valeur des logements, toutes choses égales par ailleurs, augmente dans les zones renouvées, par rapport à celle des logements situés dans des zones non renouvées. Nous apportons une réponse aux deux questions que nous nous sommes posées s'agissant de l'impact du choc urbain représenté par la rénovation de la Goutte d'Or sur les valeurs immobilières. Premièrement, cette rénovation a-t-elle un impact décelable à l'échelle du quartier ? Deuxièmement, cette rénovation a-t-elle un impact local, c'est-à-dire un impact sur la valorisation de certains logements situés à l'intérieur du quartier ?

Pour répondre à la première question, nous exploitons le caractère exogène de la politique urbaine qui la rend similaire à une expérience naturelle. La base de données nous permet d'observer la valeur des logements avant et après la politique de rénovation pour deux échantillons : le premier est constitué de logements situés dans le quartier renouvé et le second de logements situés dans un quartier dit de contrôle. Ce dernier correspond au quartier de *La Chapelle* (n. 72), proche du premier par sa composition socio-démographique et par son prix au m², sans toutefois avoir subi de rénovation lourde.

Un caractère distinctif de cette rénovation est qu'elle concerne la frontière sud-ouest du quartier 71 et il est donc possible que les trois autres quartiers bordant la "Goutte d'Or", en clair, les quartiers, 36, 37 et 70, soient affectés par la rénovation.

Pour tenir compte de cette singularité, l'estimation de l'indice des prix de l'immobilier a été entreprise selon la spécification (4.3) pour chacun des quatre quartiers, outre le quartier de contrôle. Quelques informations synthétiques sont rassemblées dans la table suivante, et les résultats des estimations par MCO (toujours obtenues à partir de l'échantillon *Large81S*) figurent dans le tableau 4.8 en Annexe.²¹

Echantillon	Quartier 36	Quartier 37	Quartier 70	Quartier 71	Quartier 72
Nb d'observations	2 818	2 476	7 791	2 817	1 852
R ² ajusté	0,8990	0,9003	0,8469	0,8327	0,8516

Tableau 4.7 : Comparaison du pouvoir explicatif selon l'échantillon

Comme on pouvait s'y attendre, vu le nombre de ventes moins important qu'à Paris, les coefficients sont beaucoup moins significatifs qu'à l'échelon Parisien. Le lecteur doit conserver à l'esprit que les coefficients temporels sont rarement significatifs au seuil de 5%. La comparaison de l'évolution de l'indice de prix dans les quatre quartiers (voir la figure 4.6 ci-dessous) ne révèle pas beaucoup d'information, sinon qu'il apparaît qu'au terme de la période d'étude, l'indice de prix dans le quartier de la "Goutte d'Or" n'atteint pas un niveau plus élevé que ceux des autres quartiers. Une évolution différente dans la période de dépression (1992-1997) peut être détectée, comme si la rénovation avait permis aux prix dans ce quartier de mieux résister à la pression baissière. Une explication possible à ce type de comportement est que la Goutte d'Or est le quartier le moins cher de Paris. A partir d'un certain niveau de prix, les contraintes d'endettement jouent

²¹ Il s'agit d'une version réduite du tableau des résultats, la version intégrale étant disponible sur demande.

à plein et les acheteurs, à apport personnel réduit, se reportent mécaniquement sur le quartier le moins cher qui résiste mieux de ce fait.

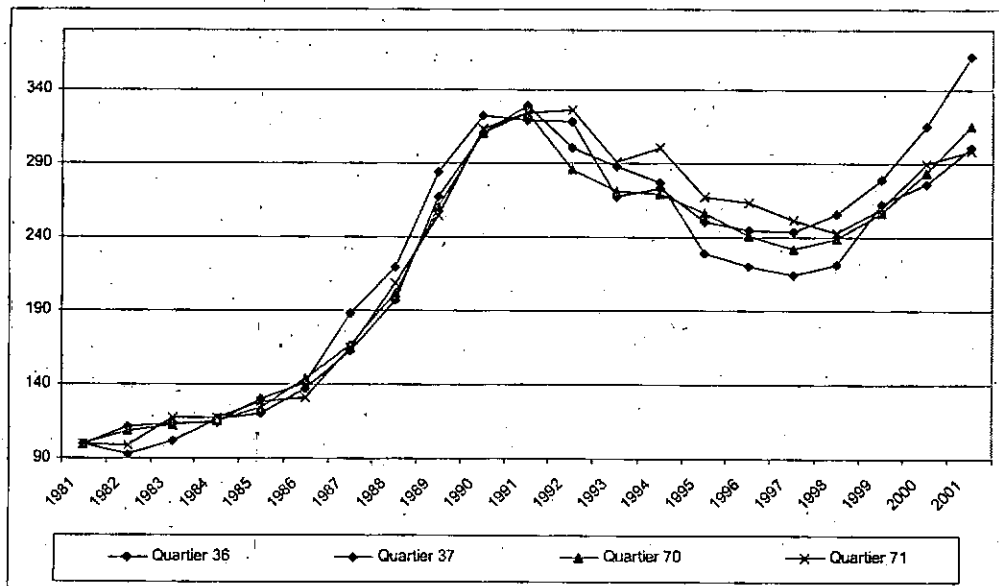


Figure 4.6 : Indice de prix pour les quartiers affectés par la rénovation

L'inspection de la figure suivante, qui compare l'évolution de l'indice de prix pour Paris, pour le quartier de contrôle et pour la "Goutte d'Or" confirme l'im-

pression précédente.

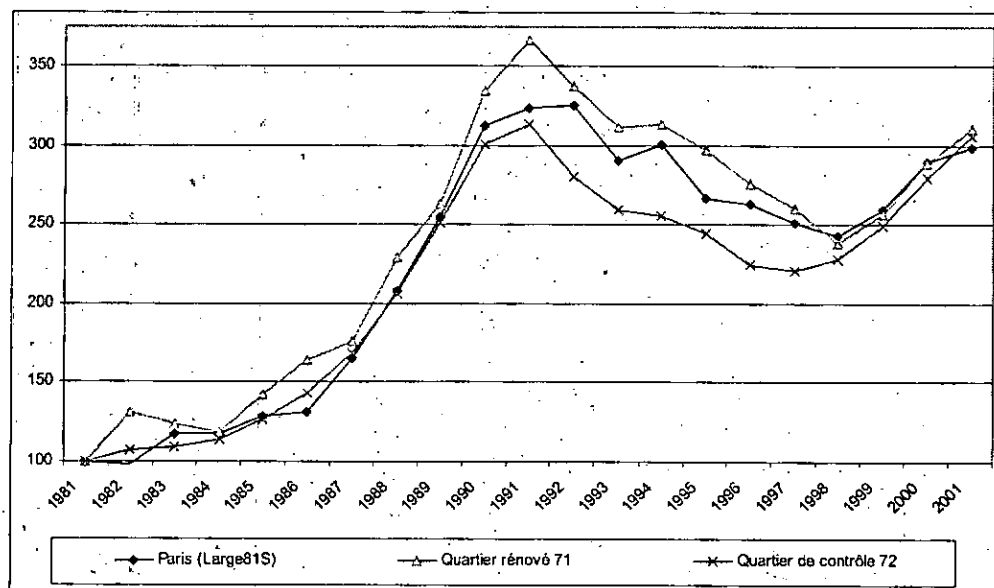


Figure 4.7 : Indice de prix pour le quartier rénové, le quartier de contrôle et pour Paris

Le quartier de la Goutte d'Or gagne du terrain dans la remontée de la deuxième moitié des années 90, pour terminer au diapason de l'indice parisien.

En résumé, la réponse à la question globale d'un succès de l'opération de rénovation à l'échelon d'un quartier est qu'il s'agit apparemment d'un succès temporaire. La réponse à la question locale est cependant plus encourageante. La table suivante donne les valeurs des coefficients²² et des écarts types pour l'effet de la distance du logement au centre de la zone réhabilitée (rue de la Goutte d'Or) estimées dans chaque quartier pris séparément selon la spécification (4.4). Nous

²² Les coefficients des variables autres que la distance sont très peu différents entre la spécification (3) et (4). En particulier, l'introduction de la distance ne joue pas sur l'évolution de l'indice de prix par quartier.

explorons donc les effets de la rénovation dans son quartier (70), ce qui, vu le positionnement de la zone, revient à explorer l'impact au Nord et à l'Est, dans la direction de l'Ouest (71, Clignancourt), dans la direction du Sud (37, St-Vincent de Paul), et dans la direction du Sud-Ouest (36, Rochechouart).

		Quartier 36	Quartier 37	Quartier 70	Quartier 71
Période 1982 1984	Distance	0.0019* (0.0005)	0.0002 (0.0006)	0.0012** (0.00022)	0.00036 (0.0003)
	Carré distance	-1.1 e-6* (3.9 e-7)	-1.9 e-7 (3.8 e-7)	-7.1 e-7** (1.4 e-7)	-2.3 e-8 (2.8 e-7)
Période 1985 1991	Distance	0.0014** (0.0003)	-0.0001 (0.0004)	0.0012** (0.0001)	0.0013** (0.00017)
	Carré distance	-8.2 e-7** (2.1 e-7)	-6.5 e-7 (2.3 e-7)	-7.6 e-7** (7.5 e-8)	-9.5 e-7** (1.5 e-7)
Période 1992 1997	Distance	0.0008* (0.0003)	-0.0005 (0.0004)	0.00092** (0.0001)	-0.00008 (0.00019)
	Carré distance	-4.3 e-7* (2.0 e-7)	1.8 e-7 (2.4 e-7)	-5.9 e-7** (6.7 e-8)	-2.4 e-8 (1.4 e-7)
Période 1998 2001	Distance	0.00044** (0.0002)	-0.0002 (0.0003)	0.0011** (0.00008)	-0.00007 (0.00016)
	Carré distance	-1.9 e-7 (1.6 e-7)	8.2 e-7 (1.9 e-7)	-7.0 e-7** (5.2 e-8)	-1.1 e-8 (1.3 e-7)

** : significativité à 1/10 000

* : significativité à 5%

Tableau 4.10 : Coefficients des effets distance pour les 4 quartiers

Il ressort, d'emblée, qu'aucun coefficient n'est significatif pour le quartier 37. L'éloignement au Sud de la Goutte d'Or est neutre sur le prix du logement. La zone de la Goutte d'Or n'apparaît pas comme une nuisance (seule hypothèse raisonnable a priori) ni avant ni pendant ni après la réhabilitation, dans cette direction. A ce jour, nous n'avons aucun élément d'explication à offrir à ce constat quelque peu surprenant.

En revanche, dans les autres directions, la réhabilitation a eu des effets notables sur un plan statistique que nous détaillons, ci-après. Nous rappelons qu'un signe positif pour le terme linéaire traduit un effet positif de l'éloignement de la

Goutte d'Or. Un terme négatif pour le terme quadratique vient corriger l'effet linéaire positif et indique que l'impact de la zone affecte une forme parabolique : la hausse du prix suite à un éloignement marginal est de plus en plus faible. La décroissance du prix relatif au delà du maximum atteint ne présente pas d'intérêt pour le phénomène étudié. Trois graphiques, un pour chaque quartier pour lesquels les coefficients de la distance sont en général statistiquement significatifs, ont été tracés afin de visualiser cet impact de l'éloignement de la Goutte d'Or.

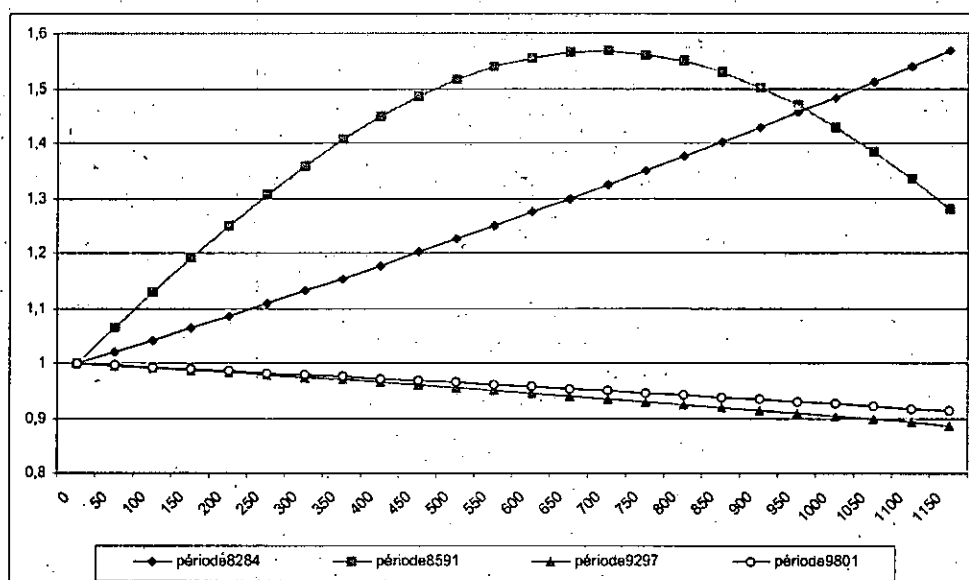


Figure 4.8 : Evolution de l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 71 (Goutte d'Or)

Pour le quartier de la Goutte d'Or, les prix avant rénovation, toutes chose égale par ailleurs, augmentaient en moyenne de 60% à environ 700 mètres de la rue de la Goutte d'Or. Toutefois, les coefficients de la distance ne sont pas significatifs. Les écarts-types sont élevés et donc rien de précis ne peut être formulé sur l'impact *ex ante* de la Goutte d'Or sur son environnement. En revanche, les

coefficients sont très significatifs pour la deuxième sous-période et cette fois, il est possible d'affirmer que la Goutte d'Or représentait une externalité négative. Cependant, s'éloigner d'un mètre supplémentaire accroissait de plus en plus la valeur du logement (la convexité est significative), ce qui semble indiquer que d'autres effets externes négatifs étaient à l'oeuvre, comme par exemple la présence de la zone dégradée de *Château-Rouge* située au Nord de la zone. Le changement survient lors de la troisième sous-période et il est confirmé dans la dernière, la zone réhabilitée cesse de représenter une externalité négative. Un premier succès de la politique de rénovation est enregistré.

A l'instar du quartier 71, l'évolution de l'impact de la Goutte d'Or sur son voisinage est positive dans les deux autres quartiers, à l'Ouest et au Sud-Ouest. Dans le quartier de Rochechouart, le logement le plus proche se trouve au moins à 380 mètres du centre de la zone rénovée et une plus-value de 50% est déjà enregistrée avant 1985. Le prix du même type d'appartement²³ approchait du double à environ 800 mètres. La surcôte ne représentait plus qu'un peu plus de 70% dans la deuxième moitié des années 80, pour s'abaisser en moyenne à 40% dans le milieu des années 90 et en moyenne à 20% au début de cette décennie. Dans ce quartier, l'atténuation de ce caractère négatif de la Goutte d'Or est donc assez net.

²³ Le calcul est effectué pour un appartement de prix moyen.

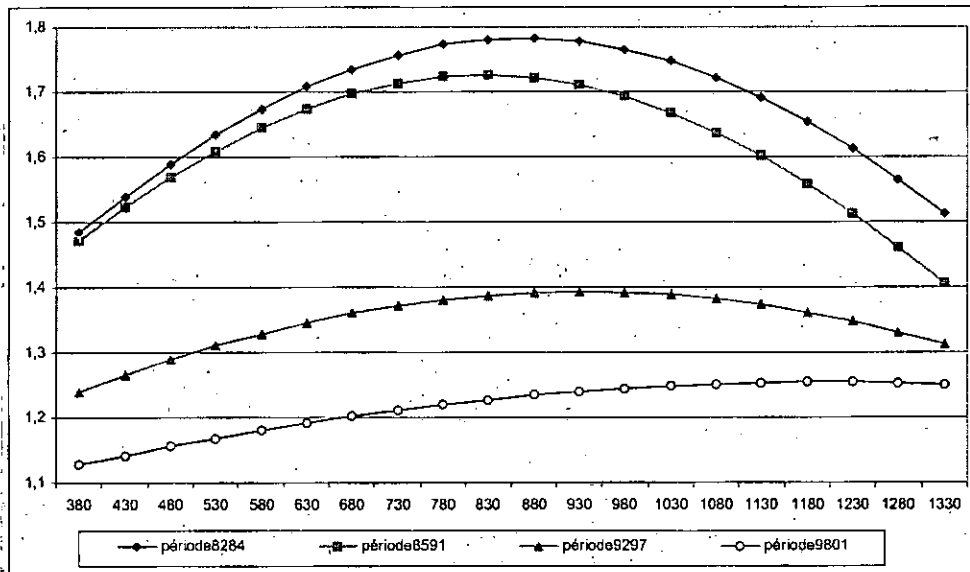


Figure 4.9 : Evolution de l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 36 (Rochechouart)

Dans le quartier de Clignancourt, les effets sont très robustes à chaque période et le caractère parabolique de l'effet distance est avéré à chaque fois. L'examen du dernier graphique confirme en tout point les observations relevées à propos du quartier de Rochechouart. A chaque période, plus on s'éloigne et plus le prix augmente, jusqu'à environ 1 Km. Cependant ce phénomène s'atténue pour les trois sous-périodes, pendant laquelle la rénovation se déroule, indiquant par la même que si la Goutte d'Or représente toujours une externalité négative, cet aspect semble moins prononcé depuis que les travaux de rénovation ont été entrepris.

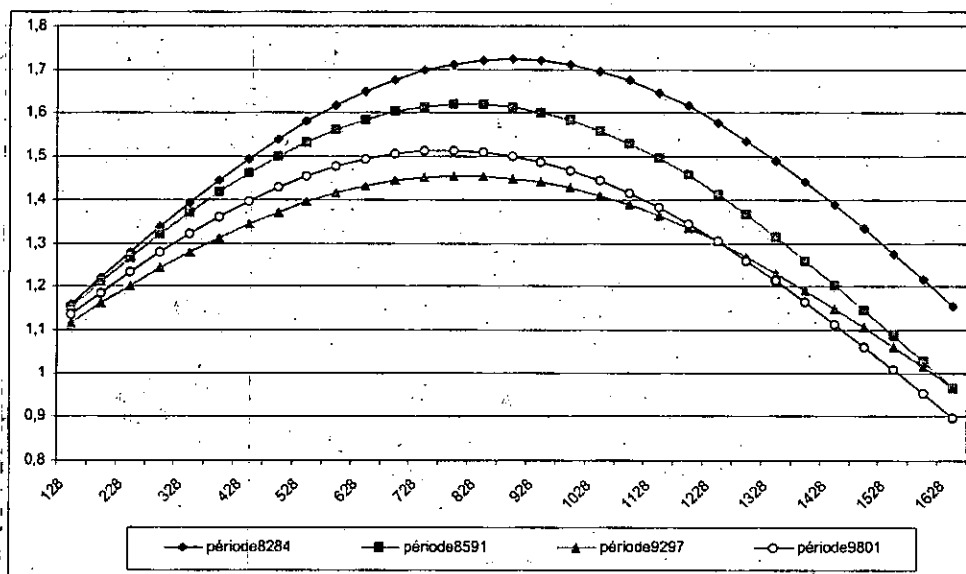


Figure 4.10 : Evolution de l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 70 (Clignancourt)

Il faut toutefois rester prudent, en raison du retournement de tendance que l'on peut constater dans la dernière sous-période, ce qui pourrait indiquer qu'un autre phénomène est à l'œuvre : dans les périodes de dépression immobilière, les prix baisseraient moins dans les zones où les prix sont relativement plus faibles, avec une situation opposée dans les phases haussières. Seule la disposition de données sur une période plus récente permettrait de départager les deux interprétations, qui peuvent d'ailleurs se révéler complémentaires.

Au total, il est assez probable que l'opération de rénovation de la Goutte d'Or a eu un impact positif localisé sur les marchés immobiliers, mais en revanche il n'est pas sûr que les répercussions soient très durables.

4.6 Conclusion

Sur les vingt dernières années, la politique de rénovation urbaine a été particulièrement massive dans certaines zones du nord de la capitale. Ce chapitre s'attache à la mesure des effets de cette rénovation sur le marché du logement. A cette fin, nous avons mobilisé une base de données qui nous permet d'étudier la dynamique du marché du logement à travers l'estimation d'indices de prix hédoniques pour Paris et pour les quartiers affectés par la rénovation. A l'échelon d'un quartier, un effet de court terme de cette rénovation nous semble détectable. De plus, la rénovation semble avoir atténué le caractère d'effet externe négatif que semblait présenter la zone de la Goutte d'Or pour son environnement immédiat.

Cette analyse strictement patrimoniale²⁴ gagnerait à être complétée par une analyse de l'évolution de la composition sociologique des quartiers traités, de l'évolution de l'activité économique, sociale et culturelle et de l'évolution du degré d'accessibilité à différents équipements publics. Malheureusement, nous ne disposons pas des données qui nous permettraient de contrôler pour l'évolution des différentes activités de la zone intéressée par la rénovation et de ses équipements. Nous serions ainsi dans la possibilité d'attribuer à tel ou tel aspect de la rénovation urbaine une part significative de l'accroissement de valorisation. Par contre, nous avons déjà commencé à intégrer dans l'analyse des facteurs sociaux qui demandent l'utilisation de celle qui est appelée la deuxième étape de la procédure de Rosen (1974). Cela suppose d'exploiter les données non nettoyées sur les acquéreurs et les vendeurs et l'importance du travail à réaliser plaide pour qu'il soit effectué dans un travail successif à cette étude.

²⁴ Comme, d'ailleurs le travail de Bartik (1986) cité dans l'introduction à ce chapitre (cf. section 4.1).

Un autre aspect de notre analyse sur les effets du renouvellement à remarquer est que la dynamique d'ajustement du marché du logement peut être ralentie par la présence de coûts de recherche, de déménagement, de transaction, des coûts non monétaires de relocalisation sans oublier les freins que constituent les cautions pour une acquisition ou les garanties pour une location. En d'autres termes, la consommation observée de logement peut significativement s'écarter des niveaux de consommation de logement dans un monde sans friction, pour des préférences, des revenus et prix relatifs donnés (cf. Hanushek and Quigley (1982)). En dépit de ces considérations, il n'en demeure pas moins qu'une hausse du prix du logement peut être considéré comme le signe d'une certaine réussite d'une politique urbaine, au moins à court terme. Il serait instructif de répéter ce type d'analyse dans quelques années, pour mesurer les effets de long terme.

Cette étude offre, enfin, des perspectives de recherche larges et variées dans au moins quatre directions. Au-delà de celles déjà mentionnées au sujet de la comparaison des indices des prix²⁵ et sur la possibilité d'intégrer notre analyse de la loi Carrez (cf. section 4.4) et des facteurs sociaux par l'application de la deuxième étape de la procédure de Rosen (1974), il y a une quatrième extension qui fait l'objet de l'Annexe à conclusion de ce chapitre. Elle porte sur une méthode alternative pour évaluer des micro-externalités au niveau local. Cette méthode peut aussi être utilisée dans le cadre de l'évaluation de politiques de réhabilitation urbaine dans la façon où nous allons illustrer.

²⁵Notamment avec celui de l'INSEE (cf. section 4.2.2).

4.7 Annexe au chapitre 4 : Une méthode alternative pour évaluer les micro-externalités au niveau local

Cette note porte sur la façon de modéliser les micro-externalités dans l'analyse hédonique du marché du logement. Il est possible de distinguer entre deux types d'externalités locales. Au niveau d'une commune, il y a des *externalités globales* (comme, par exemple, un parc public ou une gare de métro) dont, généralement, on peut avoir accès à l'information, et des *micro-externalités* (comme, par exemple, la présence de parterres de fleurs, des cafés en plein air ou encore de boutiques chic) sur lesquelles il est beaucoup plus difficile d'avoir de l'information. L'approche généralement utilisée pour capturer l'effet des micro-externalités sur la valeur du logement est de supposer l'existence de corrélation entre les résidus de la fonction des prix hédoniques par quelques concepts mathématiques de distance.²⁶ Il s'agit probablement de la meilleure méthode lorsqu'on n'a pas d'information sur la structure urbaine de la commune.

Nous proposons une méthode alternative à celle-ci dans la mesure où nous supposons que des éléments structurels de la ville, comme par exemple, les bâtiments, les rues et les carrefours sont tels que les habitants de la commune ne sont pas affectés de la même manière par les micro-externalités. En effet, les logements d'un même immeuble partagent des caractéristiques propres au bâti-

²⁶La littérature hédonique présente plusieurs travaux récents supposant l'existence d'autocorrélation spatiale entre les observations. Nous rappelons, entre autres, Basu et Thibodeau (1998), Bell et Bockstael (2000), Leggett et Bockstael (2000), Pavlov (2000), Gawande et Jenkins-Smith (2001), Ihlanfeldt et Taylor (2001), Gibbons (2003), Gibbons et Machin (2003), Day *et alii* (2004).

ment lui même comme, par exemple, la qualité de l'immeuble, son exposition, son emplacement, ses équipements (e.g. la présence d'un ascenseur ou de la conciergerie) ou ses caractéristiques architecturales (Tu *et alii* (2003)). Egalement, les logements donnant sur une même rue partagent des caractéristiques communes. Les rues d'une ville peuvent être considérées comme des couloirs dans lesquels se déroule la vie quotidienne de la commune. En d'autres termes, nous supposons que les micro-externalités suivent de tout près le plan urbain de la commune et que leur effet sur la valeur du logement est capturé par des indicatrices des immeubles et des rues de la commune. De plus, nous contrôlons pour les tous les biens publics et facteurs environnementaux qui contribuent à la qualité de vie du quartier dans son ensemble en considérant une indicatrice du quartier. Bover et Velilla (2002) sont les auteurs d'un travail similaire portant sur le marché des logements neufs des plus grandes villes de l'Espagne. Elles considèrent un effet fixe pour la localisation, défini par un ou plus immeubles ou maisons individuelles présentant des caractéristiques similaires et construits au même endroit.

Notre méthode d'évaluation des micro-externalités est applicable seulement si l'on dispose de données permettant de repérer les observations (i.e. les logements) dans l'espace. Nous rappelons que la base de données fournie par la Chambre des Notaires de Paris utilisée dans ce chapitre est géocodée.²⁷ A chaque observation correspondent donc une abscisse et une ordonnée grâce auxquelles nous avons construit des variables indicatrices des bâtiments et des rues parisiennes qui comptent au moins 150 transactions sur la période 1981-2001. Nous obtenons, au total, 830 indicatrices des bâtiments et 1814 indicatrices des rues, représentées

²⁷Pour cette application, nous utilisons précisément l'échantillon *LargeSIS* (cf. section 4.3.2)

dans les deux figures suivantes.

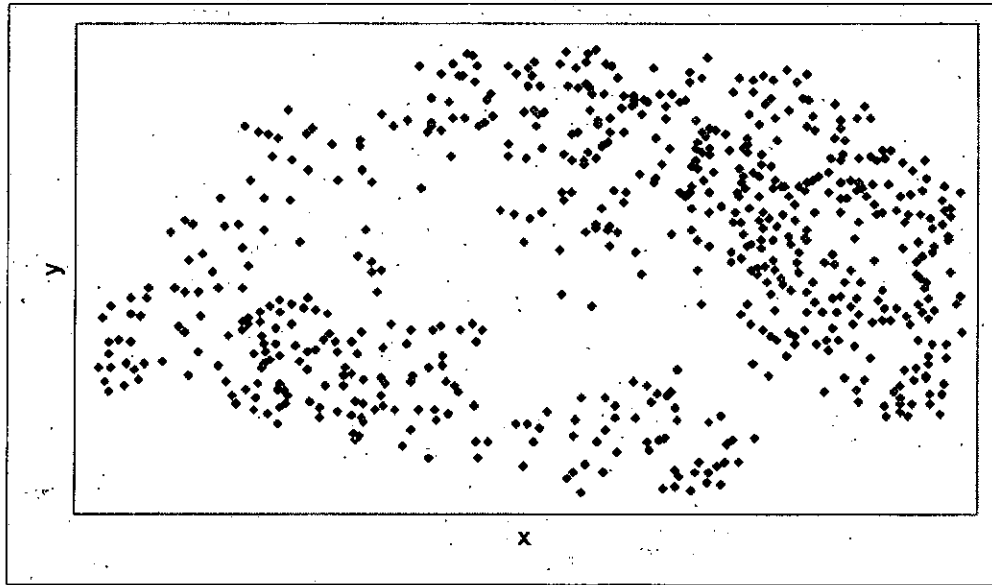


Figure 4.11 : Immeubles de Paris sélectionnés

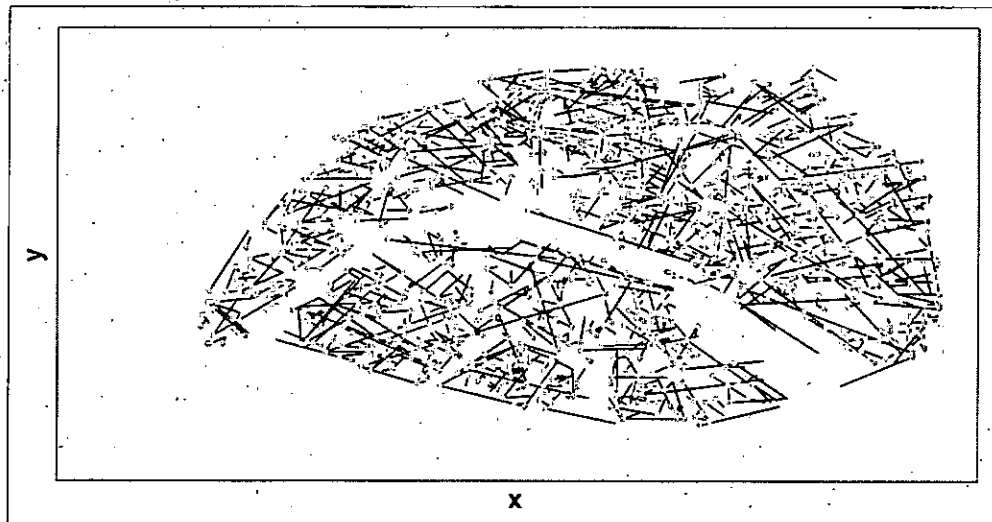


Figure 4.12 : Rues de Paris sélectionnées

La spécification de la fonction des prix hédoniques définie par l'équation (4.1)

comprend maintenant un effet fixe pour les immeubles et un effet fixe pour les rues. Elle correspond à,

$$\ln P_i = \alpha + \zeta \ln S_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} + \sum_{j=2}^J \delta_j l_{ij} + \sum_{n=1}^N \rho_n b_{in} + \sum_{r=2}^R \eta_r d_{ir} + \sum_{t=2}^T \phi_t s_{it} + \varepsilon_i \quad (4.5)$$

où

- b_{in} est une variable muette égale à 1 si le logement i est situé dans le bâtiment n ,
- d_{ir} est une variable muette égale à 1 si le logement i est situé dans la rue r .

Par rapport à la spécification (4.1), nous affaiblissons l'hypothèse sur le terme d'erreur, à savoir nous supposons qu'il est non corrélé mais qu'il n'est pas nécessairement distribué de façon identique entre les observations. En d'autres termes, nous admettons la possibilité d'hétéroscédasticité mais non d'autocorrélation, une fois que nous avons contrôlé pour l'effet du temps et pour l'effet de la localisation aux trois niveaux, du quartier, de la rue, et du bâtiment.²⁸

La structure urbaine est donc englobée au niveau global et au niveau local. Le niveau global inclut l'effet (fixe) quartier, qui est une mesure des externalités globales définies ci-dessus, et les effets (fixes) associés au type de voie (boulevard, avenue, place, square, ...) qui ont une valeur générale pour le logement indépendamment du quartier d'appartenance. Le niveau local comprend l'effet de la rue et du bâtiment.

Nous estimons la fonction (4.5) par moindres carrés ordinaires et utilisons un estimateur de la matrice de covariance des coefficients estimés robuste à l'hétéroscédasticité, appelée aussi matrice de White (1980).

²⁸Nous envisageons également de vérifier la normalité de la distribution des résidus et de détecter la présence éventuelle de multicolinéarité.

Au niveau global, nous retrouvons des résultats très similaires à ceux issus de l'estimation du modèle (4.1). Le classement des quartiers ne subit pas de changements statistiquement significatifs par rapport à celui obtenu précédemment (voir Figure 4.2). Egalement pour le type de voie (cf. section 4.4).

Au niveau local, 182 immeubles s'avèrent être statistiquement significatifs pour un niveau de confiance égal à 1%, 88 présentant un coefficient positif et 94 un coefficient négatif, 372 rues affectent significativement la valeur du logement (toujours pour un niveau de confiance égal à 1%), 131 positivement et 241 négativement.

Afin de faciliter la lisibilité des graphiques, nous y avons représenté (respectivement dans la figure 4.13 et 4.14) les immeubles et les rues dont le coefficient est significatif pour un niveau de confiance, respectivement de 1/1 000 et de 1/10 000. Le libellé de la voie (respectivement le point) en rouge signifie un signe négatif du coefficient estimé associé à la variable, un signe positif pour le libellé (respectivement le point) en bleu.

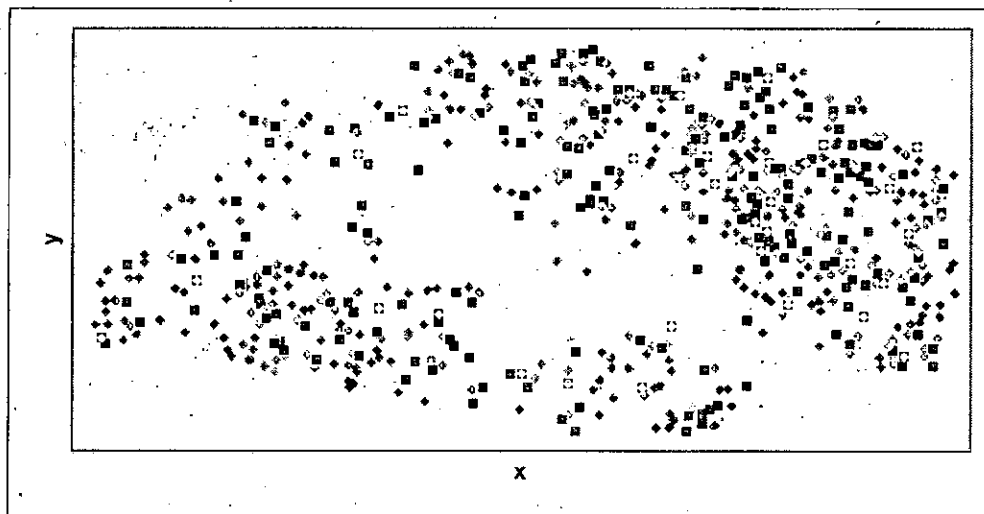


Figure 4.13 : Immeubles de Paris dont le coefficient estimé est significatif à

Les deux plans de Paris représentés dans ces deux figures donnent une idée des rues et des blocs composés par un ou plusieurs immeubles qui, au sein d'un même quartier, valorisent ou, au contraire, dévalorisent la valeur des logements qui y sont situés.

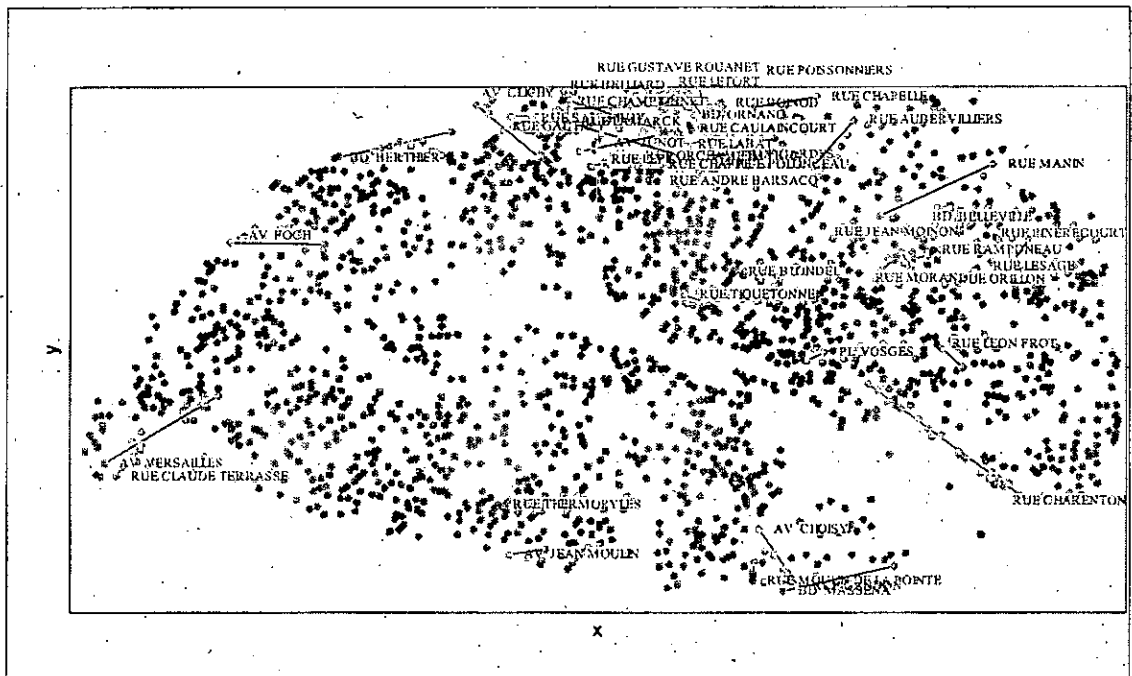


Figure 4.14 : Rues de Paris dont le coefficient estimé est significatif à 1/10 000

Nous avons analysé assez rapidement les résultats qui sont à ce stade encore préliminaires. Le but de cette note est, en effet, de présenter la méthodologie et de ses potentialités en renvoyant la présentation des résultats définitifs pour Paris et plus particulièrement pour les quartiers intéressés par la rénovation de la Goutte d'Or à une étude successive. Toutefois, de cette première analyse, il apparaît clairement qu'il est possible de construire un plan détaillé de la ville en

quantifiant l'effet de chaque rue et bâtiment statistiquement significatifs et de voir comme la valeur des logements puisse changer suite, par exemple à des opérations de renouvellement. Nous pouvons vraisemblablement penser que dans les secteurs faisant l'objet d'une rénovation, certaines rues sont devenues piétonnes, alors que d'autres sont restées ouvertes à la circulation automobile ou que les façades des bâtiments ont été ravalées. Il est alors envisageable de tester l'hypothèse que les logements qui donnent sur une rue piétonne ou qui sont situés dans des bâtiments remis à neuf ont augmenté leur valeur de marché et de mesurer éventuellement le gain de cette valorisation. Le même test pourra être envisagé pour d'autres changements comme, par exemple, l'ouverture d'un cinéma ou d'un centre commercial en introduisant, cette fois-ci, une métrique dans l'espace. Cette méthode nous permet d'arriver à une meilleure connaissance des opérations de rénovation dans le détail. De plus, il serait très intéressante de comparer les résultats de notre méthodologie avec ceux issus d'une analyse d'autocorrélation spatiale traditionnelle.

Nous montrons, enfin, dans la figure suivante, que l'introduction d'un effet fixe pour l'immeuble et pour la rue n'induit pas une différence marquée dans

l'évolution des indices de prix.

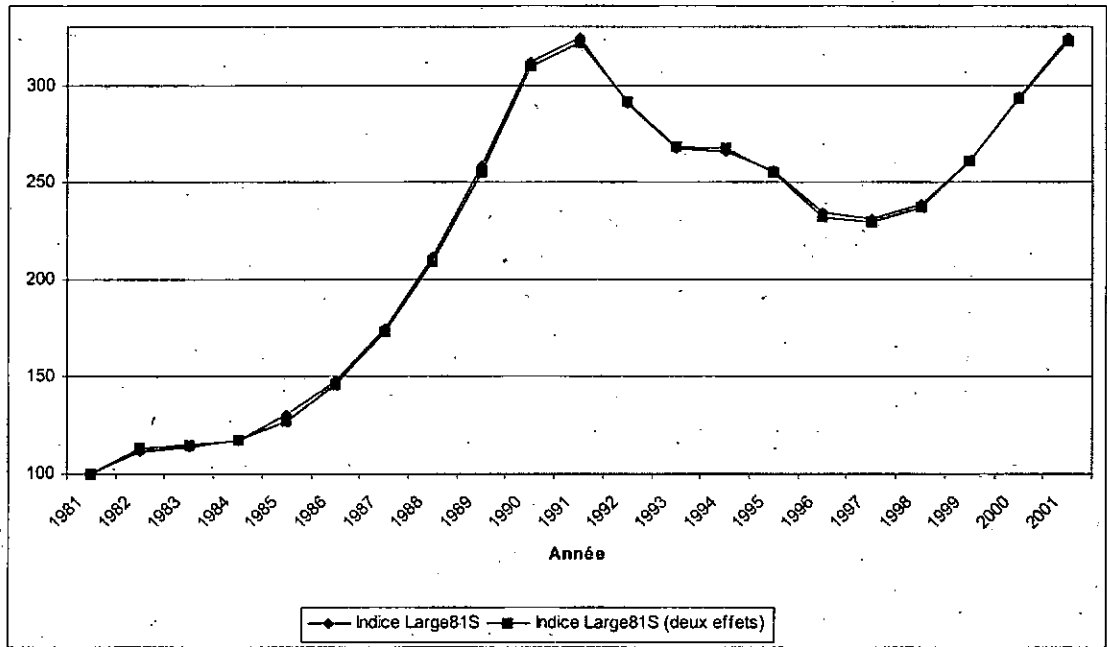


Figure 4.15 : Evolutions des indices de prix immobiliers pour Paris, échantillon

Large81S

Chapitre 5

Les conséquences de la loi Carrez sur l'indice de prix immobilier

5.1 Introduction

On définit l'asymétrie d'information lorsque les parties signataires d'un contrat n'ont pas le même accès à l'information. Bien que les modèles d'évaluation immobilière font presque toujours allusion aux problèmes engendrés par manque d'information (voir, par exemple, Downs et Guer (1999)), la littérature de l'économie de l'immobilier compte relativement peu de papiers empiriques permettant de quantifier leur importance dans les transactions immobilières (voir, cependant, Garmaise et Moskowitz (2004)).

Sur le marché immobilier, le vendeur a d'habitude une information plus précise sur l'état du logement. Dans l'analyse qui suit, nous nous intéressons à ce type d'asymétrie d'information et plus précisément à l'information imparfaite que l'acheteur peut avoir sur la taille du logement.

Nous profitons de l'introduction d'une nouvelle législation obligeant à renseigner le futur acquéreur d'un bien immobilier situé dans une copropriété sur la surface habitable¹ pour vérifier la précision des chiffres concernant la surface dans les actes de ventes répertoriés avant l'introduction de cette loi. Il s'agit de la loi Carrez² du 18 décembre 1996, entrée en vigueur le 19 juin 1997.³ Dorénavant, la superficie doit être mentionnée dans tout avant contrat et dans tout acte de vente sous peine de nullité de l'acte. Si la superficie n'est pas mentionnée, l'acquéreur peut, dans un délai d'un mois à compter de la signature du contrat de vente, annuler définitivement la transaction. Cependant, puisque la responsabilité de la personne officialisant la vente peut être invoquée, on peut estimer que l'absence de mention de superficie sera un fait rare.

Avant l'introduction de cette loi, la mention de la superficie dans l'acte n'était pas obligatoire et, dans la quasi-majorité des cas, elle était l'objet d'une clause de non garantie de contenance. Cette clause excluait toute possibilité de recours pour l'acquéreur. L'acquéreur dupé ne pouvait donc prétendre à une compensation de prix proportionnelle à la moindre mesure, sauf à porter l'affaire en justice et à pouvoir démontrer la culpabilité du vendeur.

L'obligation de mesurage prévue par la loi Carrez ne concerne que les lots de copropriété (i.e. les appartements) et non les maisons individuelles, exception

¹D'après le Code de la construction (art. R. 111-2), une définition spécifique de surface habitable s'applique dans le cadre de cette loi : la superficie du lot vendu correspond à la superficie des planchers des locaux clos et couverts après déduction des surfaces occupées par les murs, cloisons, marches et cages d'escaliers, gaines, embrasures de portes et de fenêtres. Il n'est pas tenu compte des planchers, des parties des locaux d'une hauteur inférieure à 1,80 mètre. Enfin, les lots ou fractions de lots d'une superficie inférieure à 8 mètres carrés ne sont pas pris en compte pour le calcul de la superficie.

²Du nom de son auteur, le député Carrez.

³Dans notre analyse, nous supposons que cette loi a un effet immédiat dès son entrée en vigueur, ce qui d'après les professionnels de l'immobilier correspond à la réalité. En effet, entre la promulgation de la loi et son application il y a eu une période de préparation de six mois.

faite pour les maisons formant des lots de copropriété dite horizontale. Le vendeur ne doit pas forcément recourir aux services d'un professionnel pour faire procéder au mesurage de son bien, il peut de bonne foi indiquer la superficie existant sur des plans en sa possession. Cependant, le recours à un professionnel est une pratique habituelle parce que celui-ci effectue aussi d'autres recherches, notamment amiante, plomb et termites.⁴

Si la superficie du bien s'avère être inférieure de plus de 5% de celle mentionnée dans l'acte, alors l'acquéreur peut demander une diminution de prix proportionnelle à la moindre mesure dans un délai d'un an à compter de la signature définitive.

Sous l'hypothèse d'un gouvernement bienveillant, l'adoption d'une réglementation du marché peut être vue comme un remède aux inefficacités supposées ou effectives du marché. Avant l'application de cette loi, certains vendeurs pouvaient avoir tendance à surévaluer la surface de leur logement.⁵ Si ce phénomène était suffisamment diffusé, nous devrions constater une baisse systématique et durable de la surface moyenne des logements à partir du deuxième semestre 1997. L'évidence empirique semble confirmer l'existence de ce phénomène en mesure non négligeable. Nous avons tout simplement comparé la surface moyenne des appartements vendus sur trois marchés géographiquement distincts : Paris *intra muros*, le département des Bouches-du-Rhône et le département du Val d'Oise.⁶ Les moyennes ont été calculées par nombre de pièces et par semestre.⁷

⁴Le recours à un expert est en plus vivement conseillé par les professionnels de l'immobilier afin de sécuriser les transactions.

⁵En outre, il faut considérer que la définition de surface habitable selon la loi Carrez est un peu plus restrictive que la définition habituelle (pour plus de détails sur les différentes définitions de surfaces habitables, nous renvoyons au Code de construction).

⁶Les bases de données ont été fournies par la Chambre des Notaires de Paris.

⁷Nous n'avons pas un accès direct à la base sur les Bouches-du-Rhône. Nous remercions

L'écart de surface moyenne avant et après l'introduction de la loi est de 3% pour Paris, de 3,5% pour les Bouches-du-Rhône et de 2,5% pour le Val d'Oise. Sur les trois marchés, l'écart de surface moyenne avant et après la loi est plus important dans les appartements de petite taille (studio et deux pièces) que pour les appartements plus grands. Ce phénomène sera pris en compte lors de la définition du modèle empirique pour la surface (cf. section 5.2.1).

Ces comparaisons peuvent donner une première intuition sur la direction et l'ampleur de la surévaluation de la surface avant la loi Carrez. Cependant, elle est bien loin d'être une méthodologie satisfaisante parce qu'il n'est pas suffisant de contrôler uniquement pour le nombre de pièces. Il y a d'autres caractéristiques du logement qui sont liées à sa taille. Dans les anciens bâtiments, par exemple, il est plus fréquent de rencontrer des appartements avec des pièces de forme irrégulière que dans les bâtiments de construction plus récente. Si les pièces ne sont pas bien carrées, le mesurage de la surface peut être plus difficile à réaliser et il est donc d'autant plus probable que le vendeur puisse donner une surévaluation de la taille du logement. L'époque de construction des bâtiments nous permet d'expliquer au moins partiellement les différences des écarts de surface moyenne (et donc de l'ampleur de la tricherie) dans les trois marchés observés. En effet, la proportion d'immeubles anciens est beaucoup plus importante à Paris et à Marseille que dans le Val d'Oise où la plupart des bâtiments remonte à la période successive à la Seconde Guerre mondiale.

Le fait que les maisons individuelles ne soient pas concernées par la loi Carrez nous permet d'analyser l'impact de cette loi sur la surface déclarée comme une

Pierre-Henry Bono (IDEP-GREQAM) pour nous avoir fourni les moyennes par pièce et par semestre pour les deux catégories du logement.

expérience naturelle. On distingue, dans les expériences naturelles, un groupe de traitement et un groupe de contrôle. Nous réduisons notre champ d'étude au marché résidentiel du Val d'Oise en considérant le marché des logements en immeubles collectifs comme le groupe de traitement et le marché des maisons individuelles comme le groupe de contrôle.

David et al. (2002) ont mené le même type d'étude pour Paris suivant une méthodologie différente. Ils remarquent, eux aussi, des différences des surfaces moyennes avant et après la loi assez marquées selon la zone géographique et le nombre de pièces du logement. Ce qui explique la définition d'un modèle pour la surface des logements qui est une fonction (linéaire) de ses caractéristiques (notamment l'époque de construction du bâtiment et le nombre de pièces) et de la zone géographique. Ils intègrent aussi une variable indicatrice de la période de la transaction, avant ou après la loi Carrez, qui est croisée avec le nombre de pièces et les variables de localisation. Une fois ce modèle estimé, ils diminuent les surfaces des logements vendus avant le deuxième semestre 1997 d'un montant égal à la somme des coefficients estimés des variables croisées. Malheureusement, nous ne pouvons pas considérer le marché du logement parisien à cause du très faible nombre de transactions de maisons individuelles contenues dans notre échantillon qui empêche donc l'application de la méthodologie envisagée.

Le choix de travailler sur le Val d'Oise présente aussi l'avantage de considérer le marché pour lequel l'écart de surface déclarée avant et après l'introduction de la loi est le moins prononcé. Par conséquent, si nos résultats nous permettent de conclure que la surface déclarée avant la loi était en moyenne surévaluée, nous sommes assez confiants que la même conclusion prévaudrait sur les deux autres marchés (Paris et Bouches-du-Rhône). En d'autres termes, nous allons considérer

le groupe de traitement le moins favorable à l'expérience naturelle.

La méthode d'estimation des différences en différences dans le cadre d'une expérience naturelle suppose que les effets fixes temporels soient les mêmes dans le groupe de traitement et de contrôle. Vu que l'effet du temps n'est pas nécessairement le même pour les deux groupes, nous utilisons un modèle empirique qui se base sur des hypothèses moins contraignantes. Une fois que nous avons estimé l'ampleur de la surévaluation de la surface, nous corrigeons l'indice de prix du parc des logements en immeubles collectifs construit par la méthode hédonique usuelle. Comme il est désormais bien connu, nous considérons une régression multivariée où la variable dépendante est le prix de vente du logement et les variables explicatives sont les variables censées affecter la valeur du logement. Parmi ces variables, on trouve également des variables dichotomiques semestrielles dont les coefficients estimés déterminent le comportement de l'indice de prix. La méthode hédonique nous permet ainsi de quantifier l'effet d'une variation des caractéristiques du logement sur sa valeur et de construire un indice de prix.

Sous l'hypothèse que le coefficient de la surface soit constant au cours de la période considérée dans notre étude, la surévaluation de la surface déclarée avant la loi peut engendrer une surestimation de l'indice de prix après l'introduction de la loi. Dans le deuxième semestre 1997, la surface moyenne diminue ce qui engendre une montée apparente de l'indice de prix pour ce semestre et pour les semestres suivants. Sous la condition de stabilité du coefficient de la surface, l'indice de prix peut être corrigé en ajustant les surfaces des logements vendues avant juin 1997 par le résultat issu de l'expérience naturelle.

La pertinence de l'hypothèse de stabilité du coefficient de la surface est vérifiée et il est aussi possible d'interpréter une éventuelle stabilité de ce coefficient au

cours du temps. Si le coefficient qui en résulte est stable, il signifie que le marché, et plus particulièrement les acheteurs, n'est pas conscient du changement consécutif à l'introduction de cette loi.

Nous essayons donc d'établir si le marché était caractérisé par une asymétrie d'information entre vendeurs et acheteurs. La variation de la surface estimée par l'expérience naturelle fournit une mesure de cette asymétrie.

Le reste du chapitre est organisé dans la façon suivante. La section 5.2 présente la méthodologie retenue pour cette étude. La section 5.3 décrit la base des données qui contient environ 25 000 observations concernant les transactions immobilières dans le Val d'Oise sur la période 1996-2001. La section 5.4 commente les résultats et la dernière section conclue.

5.2 Méthodologie

La méthodologie est constituée en trois étapes. Dans la première, nous estimons la surévaluation de la surface avant la loi Carrez. Dans la deuxième, nous rappelons brièvement comment nous obtenons un indice de prix hédonique et nous faisons les estimations nécessaires. Dans la dernière étape, enfin, nous calculons un indice de prix qui tient compte de la correction de la surface.

5.2.1 Mesure de l'impact de la loi Carrez sur la surface

Nous considérons le modèle suivant pour la surface où les variables explicatives sont croisées avec la nature du logement, appartement (A) ou maison (M),

$$S_i = \left[\alpha_A + \sum_{k_A=1}^{K_A} \beta_{k_A} x_{ik_A} + \sum_{k_A=1}^{K_A} \psi_{k_A} x_{ik_A} s_{i972} + \sum_{j_A=2}^{J_A} \delta_{j_A} l_{ij_A} + \sum_{j_A=2}^{J_A} \rho_{j_A} l_{ij_A} s_{i972} + \sum_{t=2}^T \gamma_{t_A} q_{it} \right] A + \left[\alpha_M + \sum_{k_M=1}^{K_M} \beta_{k_M} x_{ik_M} + \sum_{j_M=2}^{J_M} \delta_{j_M} l_{ij_M} + \sum_{t=2}^T \gamma_{t_M} q_{it} \right] M + \epsilon_i \quad (5.1)$$

où

- S_i correspond à la surface du logement i ,
- α_A et α_M sont deux termes constants,
- x_{ik_A} et x_{ik_M} indiquent la k -ième caractéristique du logement i , qu'il soit, respectivement, un appartement ou une maison individuelle,
- s_{i972} est une variable muette égale à 1 si le logement i a été vendu dans une période égale ou successive au deuxième semestre 1997,
- l_{ij_A} et l_{ij_M} sont des variables muettes égales à 1 si le logement i est situé, respectivement dans la zone j_A ou j_M ,
- q_{it} est une variable muette égale à 1 si le logement i a été vendu au semestre t ,
- ϵ_i est un terme d'erreur non corrélé et non nécessairement distribué de façon identique entre les observations.⁸

Il ne s'agit pas d'un modèle de taux, où nous aurions dû spécifier la surface en logarithme, parce qu'il aurait impliqué une correction de la surface selon un pourcentage fixe. Ce qui correspond à une fraude de plus plus importante avec la taille du logement tandis que dans la réalité on observe plutôt le phénomène

⁸ Avant de retenir cette spécification définitive, nous avons essayé aussi une modélisation de type SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*) pour vérifier s'il y avait une corrélation entre les résidus. Comme l'hypothèse d'absence de corrélation entre les résidus n'a pas été rejetée, nous avons spécifié le terme d'erreur du modèle comme précisé dans le texte.

inverse, c'est-à-dire l'écart de surface moyenne avant et après l'introduction de la surface diminue avec le nombre de pièces.⁹

Nous supposons que la valorisation de chaque caractéristique reste constante au fil du temps, une fois que nous avons contrôlé pour l'effet du temps.

Les coefficients ψ_k et ρ_{jA} de la première équation capturent l'effet du traitement. On peut penser, en effet, que l'impact des caractéristiques propres au logement sur la surface puisse varier suite à l'introduction de la nouvelle législation de celui d'avant. L'effet de la localisation sur la surface peut également varier après l'introduction de la loi.

Avant de poursuivre, nous rappelons les hypothèses sous-jacentes à l'estimateur différence de différences à l'aide d'un simple exemple. Soient deux groupes indiqués par $T = 0, 1$, où 0 se réfère aux observations qui ne reçoivent pas le traitement (dans notre cas, les maisons individuelles qui ne sont pas concernées par la loi et qui vont constituer le groupe de contrôle) et 1 est pour les observations soumises au traitement (i.e. les appartements) et qui appartiennent donc au groupe de traitement.

La période d'observation est notée par $t = 0, 1$ où 0 est pour la période précédante au traitement (i.e. les semestres précédants l'introduction de la loi), et 1 pour la période successive au traitement. L'indice i , pour $i = 1, \dots, N$, correspond à l'observation.

L'équation de la surface Y_i est la suivante,

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma t_i + \delta(T_i \cdot t_i) + \epsilon_i. \quad (5.2)$$

⁹On peut remarquer par contre que la loi prévoit un seuil exprimé selon un pourcentage fixe (5%) au-delà duquel l'acquéreur peut demander une diminution du prix de vente.

L'interprétation des coefficients est la suivante : α est un terme constant ; β correspond à l'effet spécifique au groupe (il contrôle pour les différences permanentes qui en moyenne caractérisent les deux groupes) ; γ représente l'effet du temps qui est commun aux deux groupes ; enfin δ correspond à l'effet du traitement.

L'objectif du programme d'évaluation est d'estimer δ .

L'estimateur différence de différences (DD) de δ ,¹⁰ est défini par la différence des différences de la valeur espérée des deux surfaces après et avant l'entrée en vigueur de la loi. En calculant sa valeur espérée, il est possible de vérifier qu'il s'agit d'un estimateur correct.

Comme nous avons déjà rappelé dans l'introduction et dans l'exemple ci-dessus, cet estimateur suppose que les effets fixes temporels soient les mêmes dans les deux groupes. Nous vérifions cette hypothèse pour tous les semestres à l'exception du deuxième semestre 1997, moment où la loi est entrée en vigueur. Suivant la notation de notre modèle, défini par l'équation (5.1), elle correspond à

$$\gamma_{t_A} = \gamma_{t_M}, \text{ pour tout } t \neq 972. \quad (5.3)$$

L'hypothèse ainsi formulée suppose que la loi a eu un effet immédiat dès son entrée en vigueur, ce qui d'après les professionnels de l'immobilier correspond à la réalité car la période entre sa promulgation et son application a été de six mois.

¹⁰On peut en trouver un exemple d'application chez Meyer *et alii* (1995), et pour une approche théorique on peut se rapporter à Mullahy (1999) et Blundell et Costa Dias (2002).

Si cette hypothèse est vérifiée, l'effet de la loi Carrez sur la surface donné par l'estimateur DD sera

$$\hat{\vartheta}_{DD1} = \left[\sum_{k=1}^{K_A} \psi_{k_A} x_{k_A} s_{t972} + \sum_{j_A=2}^{J_A} \rho_{j_A} l_{j_A} s_{972} + \gamma_{972_A} q_{972} \right] A - [\gamma_{972_M} q_{972}] M, \quad (5.4)$$

où l'indice 1 de $\hat{\vartheta}$ indique qu'il s'agit de l'estimateur DD sous la première hypothèse formulée par l'équation (5.3).

x_{k_A} correspond à la moyenne de l'échantillon de la k -ième caractéristique, pour $k = 1, \dots, K_A$.

s_{972} est la proportion d'appartements vendus dans une période égale ou successive au deuxième semestre 1997 et q_{972} est la proportion d'appartements vendus au deuxième semestre 1997.

Si l'hypothèse (5.3) n'est pas vérifiée, alors il faut considérer le modèle suivant où la seule différence par rapport à l'équation (5.1) est que nous avons remplacé q_{it} par s_{it} défini comme une variable muette égale à 1 si le logement a été vendu dans une période égale ou successive à t ,

$$S_i = \left[\alpha_A + \sum_{k=1}^{K_A} \beta_{k_A} x_{ik_A} + \sum_{k=1}^{K_A} \psi_{k_A} x_{ik_A} s_{t972} + \sum_{j_A=2}^{J_A} \delta_{j_A} l_{ij_A} + \sum_{j_A=2}^{J_A} \rho_{j_A} l_{ij_A} s_{i972} + \sum_{t=2}^T \phi_{t_A} s_{it} \right] A + \left[\alpha_M + \sum_{k=1}^{K_M} \beta_{k_M} x_{ik_M} + \sum_{j=2}^{J_M} \delta_{j_M} l_{ij_M} + \sum_{t=2}^T \phi_{t_M} s_{it} \right] M + \epsilon_i \quad (5.5)$$

Nous allons tester une seconde hypothèse moins restrictive que la précédente, à savoir que les différences premières des effets fixes temporels sont les mêmes dans les deux groupes à l'exception de la différence entre le deuxième semestre de 1997 et le semestre précédent,

$$\phi_{t_A} = \phi_{t_M}, \text{ pour tout } t \neq 972. \quad (5.6)$$

Si cette hypothèse n'est pas rejetée, alors l'estimateur DD devient

$$\hat{\vartheta}_{DD2} = \left[\sum_{k=1}^{K_A} \psi_{k_A} x_{k_A} s_{t_{972}} + \sum_{j_A=2}^{J_A} \rho_{j_A} l_{j_A} s_{972} + \phi_{972_A} s_{972} \right] A - [\phi_{972_M} s_{972}] M, \quad (5.7)$$

où l'indice 2 de $\hat{\vartheta}$ indique qu'il s'agit de l'estimateur DD sous la deuxième hypothèse formulée par l'équation (5.6).

Si par contre l'hypothèse (5.6) n'est pas vérifiée, alors nous imposons au modèle défini par l'équation (5.5) une condition encore moins restrictive, à savoir que les différences secondes des effets temporels soient les mêmes dans les deux groupes (toujours pour tout t différent de 972),

$$\phi_{t_A} - \phi_{t-1_A} = \phi_{t_M} - \phi_{t-1_M}, \text{ pour tout } t \neq 972. \quad (5.8)$$

Si les données ne rejettent pas cette hypothèse, alors nous estimons l'équation (5.5) sous la contrainte de cette dernière hypothèse, c'est-à-dire l'équation (5.8). L'effet de la loi sera estimé par un estimateur en triple différence défini comme la différence seconde entre la surface moyenne dans le groupe de traitement avant et après l'introduction de la loi et la surface moyenne dans le groupe de contrôle avant et après la loi. L'expression de cet estimateur est la même que celui d'avant,

$$\hat{\vartheta}_{DD3} = \left[\sum_{k=1}^{K_A} \psi_{k_A} x_{k_A} s_{t_{972}} + \sum_{j_A=2}^{J_A} \rho_{j_A} l_{j_A} s_{972} + \phi_{972_A} s_{972} \right] A - [\phi_{972_M} s_{972}] M. \quad (5.9)$$

5.2.2 Indice hédonique de prix immobilier en vente simple

Dans cette section, nous rappelons très brièvement comment obtenir un indice de prix selon l'approche hédonique standard.¹¹ Nous estimons séparément une équation des prix hédoniques pour les appartements et une pour les maisons individuelles,

$$\ln P_{iw} = \alpha_w + \varsigma_w \ln S_{iw} + \sum_{k=1}^K \beta_{kw} x_{ikw} + \sum_{j=2}^J \delta_{jw} l_{ijw} + \sum_{t=2}^T \phi_{tw} s_{itw} + \varepsilon_{iwt}, \quad (5.10)$$

où

- P_{iw} est le prix de vente du logement i appartenant au groupe w ($w = A$ (appartement) ou M (maison)),
- ε_{iwt} est un terme d'erreur d'espérance nulle qui n'est pas nécessairement distribué de façon identique entre les observations.

δ_j capture l'effet (fixe) de la commune j par rapport à la commune de référence. Cet effet fixe agrège l'effet de toutes les caractéristiques environnementales qui contribuent à la qualité de vie dans la commune j .

Nous avons essayé plusieurs spécifications pour la surface, notamment une forme polynomiale et logarithmique. Celle-ci s'avère mieux approximer les données. Nous vérifions que le coefficient de la surface, ς , soit constant au cours du temps, précisément d'un semestre à l'autre. Si cette hypothèse de stabilité dans le temps est rejetée, nous vérifions alors la stabilité de ce coefficient avant et après le deuxième semestre 1997, période où la loi Carrez est entrée en vigueur.

¹¹ Pour des références à ce sujet, nous renvoyons à la section 4.2.1, où nous avons déjà présenté la méthodologie pour construire un indice de prix immobilier hédonique.

Par construction (la valeur estimée est surmontée d'un chapeau),

$$\widehat{\ln(P_{itw})} - \widehat{\ln(P_{it-1w})} = \hat{\phi}_{tw}, \quad \text{pour tout } i, t$$

ou d'une manière équivalente

$$\frac{\widehat{P_{itw}}}{\widehat{P_{it-1w}}} = \exp(\hat{\phi}_{tw}).$$

L'indice de prix est construit par récurrence selon la formule suivante,

$$\hat{I}_{tw} = \hat{I}_{t-1w} \times \exp(\hat{\phi}_{tw}), \quad t = 2, \dots, T$$

en commençant par $I_{1w} = 100$.

5.2.3 Estimation du biais de l'indice de prix

Une fois que nous avons quantifié la surévaluation de la surface avant la loi Carrez, nous pouvons corriger la surface des appartements vendus avant le deuxième semestre dans l'équation des prix hédoniques pour les appartements (équation (5.10)) et obtenir ainsi un nouvel indice de prix à comparer avec celui construit à partir des données observées.

5.3 Base de données et variables

La base de données a été fournie par la Chambre de Notaires de Paris. Elle contient 23717 transactions relatives au Val d'Oise dans la période 1996-2001.¹² Comme nous avons déjà eu l'occasion de le dire (cf. chapitre 3, section 3.3.1), le département du Val d'Oise se trouve en région parisienne au nord-ouest de la capitale et à l'ouest de l'aéroport international de Roissy.

La distributions des observations selon le type de logement (appartement/maison) voit un avantage pour les appartements (sur un nombre total de 23717 transactions, 58,8% sont des appartements et 41,2% des maisons).

Les caractéristiques disponibles pour définir la qualité du logement sont les suivantes (voir le tableau 5.2 ci-dessous qui les résume) : le type de logement, la surface (en m²), le nombre de pièces, le nombre de salles de bains, le nombre de sous-sols, le nombre de places de stationnement, l'époque de construction du bâtiment, la période entre la construction et la vente du logement qui importe pour des raisons fiscales,¹³ le type de voie sur lequel donne le bâtiment, s'il est occupé ou non au moment de la vente, la commune, et la date de vente. Nous ajoutons à celles-ci, des caractéristiques supplémentaires pour les appartements : le type d'appartement, l'étage et la présence d'un ascenseur.

¹²En réalité nous disposons d'une base beaucoup plus large contenant 34000 transactions environ distribuées dans 78 communes sur la période 1980-2002. Pour nous assurer un nombre satisfaisant d'observations par semestre et par commune, nous avons réduit notre champ d'étude à 47 communes et aux années 1996-2001. Nous renvoyons au tableau 5.1 dans l'Annexe pour la liste des communes retenues.

¹³Si le logement est vendu dans un délai inférieur à cinq ans depuis la période de construction, la vente est exempte de droit de mutation.

Caractéristique

Type de logement: appartement (A), maison (M)

Type d'appartement: studio, appartement standard, appartement non standard (loft, duplex, triplex)

Surface (en m²)

Nombre de pièces principales

Nombre de salles de bains

Nombre de sous-sols

Nombre de places de stationnement

Etage (uniquement pour les appartements)

Présence d'un ascenseur (uniquement pour les appartements)

Epoque de construction du bâtiment: Epoque AB (<1913), Epoque C (1914-1947), Epoque D (1948-1969),
Epoque E (1970-1980), Epoque F (1981-1991), Epoque GH (1992-2001)

Délai entre la vente et la construction

Logement libre/occupé

Type de voie: rue, boulevard, avenue, place, petite rue (pas, allée, impasse), square

Commune

Date de vente

Tableau 5.2 : Liste des caractéristiques définissant la qualité du logement

Nous avons effectué un travail de nettoyage beaucoup moins important que celui demandé par l'étude de l'opération de rénovation sur Paris (cf. section 4.3.2). Sur la base des résultats obtenus au chapitre 4, nous avons choisi de sélectionner un échantillon où la surface est toujours renseignée,¹⁴ tandis que pour les autres variables nous n'avons opéré aucun type de traitement, exception faite pour le type d'appartement, le délai entre la vente et la construction, et l'état d'occupation au moment de la vente (voir tableau 5.3 ci-dessous qui présente le traitement des

¹⁴Un constat de l'étude précédente (cf. section 4.4) est que les échantillons avec surface permettent une meilleure prédiction que les échantillons sans surface.

valeurs manquantes, variable par variable).

Variable	Action	Type d'imputation
Prix (en euros)	suppression	
Type de logement	aucun traitement	
Type d'appartement	imputation	appartement standard
Surface (en m ²)	suppression	
Nombre de pièces	suppression	
Nombre de salles de bains	aucun traitement	
Nombre de sous-sols	aucun traitement	
Nombre de places de stationnement	aucun traitement	
Etage	aucun traitement	
Présence d'un ascenseur	aucun traitement	
Epoque de construction du bâtiment	aucun traitement	
Délai entre la vente et la construction	imputation	>5 ans
Logement libre/occupé	imputation	libre
Type de voie	aucun traitement	
Commune	aucun traitement	
Date de vente	aucun traitement	

Tableau 5.3 : Traitement des valeurs manquantes

Nous avons exprimé les caractéristiques du logement en termes de variables muettes, excepté pour la surface qui est exprimée en logarithme dans l'équation des prix hédoniques. Celles-ci ont été construites de manière à mesurer l'impact d'une pièce additionnelle (ou d'une salle de bains ou d'une place de parking) sur la variable dépendante (prix ou surface, selon le cas). Pour chaque variable ayant des valeurs manquantes, nous avons construit une modalité supplémentaire intitulée "valeur manquante" qui vaut 1 si la variable à laquelle nous nous référons correspond à une valeur manquante, et qui vaut 0 autrement. Même si nous avons conclu au chapitre 4 (cf. section 4.4) que le biais de sélection de petits échantillons n'est pas remarquable, nous avons préféré travailler sur une base plus large qui contient des valeurs manquantes plutôt que sur une petite base dont les observations ne contiennent pas de valeurs manquantes. Le choix d'utiliser une

base avec des valeurs manquantes est dû au fait que la comparaison du coefficient de la modalité "valeur manquante" avec celui des autres modalités de la même variable peut nous renseigner sur le niveau moyen de la variable lorsqu'elle n'est pas renseignée.

Nous présentons dans le tableau suivant quelques statistiques concernant les variables propres aux logements, qu'il s'agisse d'appartements ou de maisons.

	Appartements			Maisons		
	Nb de valeurs manquantes	Moyenne	Ecart-type	Nb de valeurs manquantes	Moyenne	Ecart-type
Prix (en euros)	0	74 252	32 634	0	139 976	56 852
Surface (en m ²)	0	62,42	21,04	0	100,57	33,93
Nb de pièces principales	0	2,99	1,11	0	4,76	1,29
Nb de salles de bains	511	1,05	0,22	199	1,27	0,49
Nb de sous-sols	1 217	0,66	0,51	2 315	0,27	0,50
Nb de places de stationnement	967	0,82	0,56	638	0,88	0,50
Etage	216	2,32	2,38	-	-	-
Présence d'un ascenseur	2 851	0,62	0,48	-	-	-

Tableau 5.4 : Statistiques descriptives pour les appartements et maisons individuelles

Les maisons sont en moyenne 30 m² plus grandes que les appartements et ont en moyenne presque deux pièces de plus. Nous avons donc construit des variables muettes pour le nombre de pièces qui va jusqu'à 5 et plus pour les appartements et 7 et plus pour les maisons. Par contre, il n'y a pas une différence importante entre le nombre de salles de bains et dans la spécification du modèle (5.1) et (5.10) la variable muette correspondant à une salle de bains est la variable de référence et l'autre variable muette est pour un nombre de salle de bains supérieur à 1, qu'il s'agit d'un appartement ou d'une maison.

Nous ne remarquons pas de variations systématiques de la surface des appartements selon la localisation. Nous avons introduit, enfin, dans le modèle (5.1) les 2 communes qui affectent significativement la surface des appartements.¹⁵ Pour

¹⁵ Il s'agit de Plessis-Bouchard et de Saint-Gratien. Elles ont été sélectionnées par l'application

les maisons, il a été possible de regrouper les 47 communes de notre échantillon en trois groupes définis par niveau croissant de surface moyenne et d'introduire dans la spécification du modèle (5.1) les variables muettes associées (la variable représentant le premier groupe étant celle de référence).¹⁶

5.4 Résultats

Tous les modèles de la partie méthodologique ont été estimés par moindres carrés ordinaires et nous avons utilisé un estimateur de la matrice de covariance des coefficients estimés robuste à l'hétéroscédasticité appelée aussi matrice de White (1980). Afin de nous assurer des estimations fiables, nous avons éliminé les points influents à l'aide de la distance de Cook.

L'estimation a été accompagnée aussi par une analyse de la multicolinéarité, en calculant l'indice de conditionnement, le facteur d'inflation de la variance et la tolérance associée à chaque variable explicative (cf. section 2.3.1, sous section "Variables explicatives"). Nous n'avons pas rencontré de problèmes de multicolinéarité dans les spécifications définitives retenues pour l'équation de la surface et des prix hédoniques (appartement/maison).

5.4.1 Expérience naturelle

Le tableau 5.6 en Annexe présente les résultats de l'estimation du modèle (5.1).

La surface d'un appartement non standard (loft, duplex ou triplex) est en

de l'algorithme *stepwise*.

¹⁶Pour la définition de ces trois variables, appelées *Communes1_M*, *Communes2_M*, *Communes3_M*, nous renvoyons au tableau 5.5 en Annexe.

moyenne 3,2 m² plus grande que celle d'un appartement standard. Le nombre de pièces principales et le nombre de salles de bains supérieur à 1 affectent significativement les deux types de logement. Les bâtiments construits entre 1948 et 1991 ont des appartements en moyenne plus larges que ceux qui remontent à la période avant 1948. Après 1991, la tendance se renverse car en moyenne la surface diminue de 4,93 m² par rapport à la période précédente. La surface des maisons selon les époques de construction suit à peu près le même comportement mais la relation surface époque n'est pas toujours significative. Les appartements situés à Plessis-Bouchard et à Saint-Gratien (correspondant, respectivement, aux variables *com34_A* et *com37_A*) se distinguent pour être en moyenne plus petits que les autres, respectivement, de 7,42 et de 5,21 m². Les maisons situées dans les communes appartenant au deuxième et au troisième groupe de communes classées dans le tableau 5.6 en Annexe sont en moyenne plus larges par rapport à celles situées dans le premier groupe de communes qui est le groupe de référence (respectivement, de 2,26 et 6,78 m²). Après l'introduction de la loi Carrez, l'effet des caractéristiques propres aux appartements ne change pas de manière significative. Enfin, nous remarquons la significativité des coefficients des effets fixes temporels pour les appartements à partir du deuxième semestre 1997.

Nous avons vérifié l'hypothèse (5.3) dont la valeur de la statistique du test est dans le tableau 5.7 ci-dessous,

	Hypothèse (5.3)
χ^2	9,52
$Pr > \chi^2$	0,5740

Tableau 5.7 : test de l'hypothèse (5.3)

Comme cette hypothèse n'est pas rejetée, nous pouvons conclure que les effets fixes temporels ne sont pas significativement différents pour le groupe de traitement et de contrôle et nous pouvons utiliser les résultats de l'estimation du modèle (5.1) pour corriger la surface. L'estimateur de l'effet de la loi Carrez sur la surface est défini par l'équation (5.4).

La correction de la surface résulte égale à $-1,6241$ mètres carrés ce qui correspond à une variation négative de $2,6\%$ de la surface moyenne des appartements. Dans la figure 5.1 ci-dessous, nous représentons l'évolution de la surface moyenne par nombre de pièces sans et avec correction pour les appartements vendus avant l'introduction de la loi Carrez.

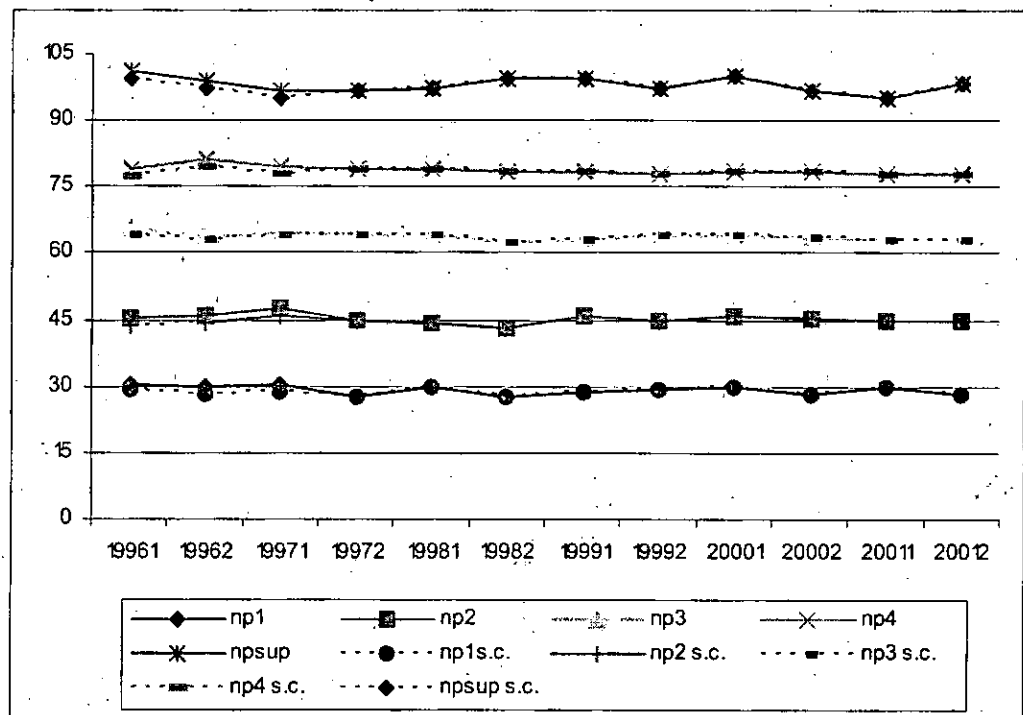


Figure 5.1 : Evolution de la surface moyenne par nombre de pices sans et avec correction

Les surfaces des appartements de petite taille (studio et deux pièces) enreg-

istrent un écart de 4,42% tandis que celui-ci se réduit de plus de la moitié pour les appartements de 4 pièces et plus, l'écart baissant à 1,83%. Ce résultat confirme notre analyse précédente l'estimation de l'«effet Carrez» lorsque nous avons comparé l'évolution des surfaces moyennes des appartements vendus dans les Bouches-du-Rhône, à Paris et dans le Val d'Oise.

5.4.2 Relation prix-surface

Le tableau 5.8 en Annexe présente les résultats de l'estimation de la fonction des prix hédoniques définie par l'équation (5.10) pour, respectivement, les appartements et les maisons.

Il y a un écart de 8 points entre les coefficients de détermination ajustés des deux équations. Nous essayons une tentative d'explication en observant premièrement que dans l'équation pour les maisons il n'y a pas une variable qui en principe affecte significativement la valeur du logement, à savoir la présence d'un jardin et éventuellement sa taille.¹⁷ On peut supposer que l'effet de la présence d'un jardin soit au moins partiellement capturée par les variables de localisation. Deuxièmement, les deux équations ne contiennent pas comme variable explicative l'état du logement au moment de la vente. Nous pensons que cette variable a un effet plus important pour les maisons plutôt que pour les appartements.

Les coefficients de régression présentent le signe attendu et nous retrouvons pour quelques caractéristiques des résultats similaires à ceux obtenus au Chapitre 4 pour les appartements parisiens.

En Val d'Oise, il semble préférable vivre dans deux ou trois pièces, à surface

¹⁷Nous avons vu au Chapitre 3 (cf. section 3.4) que ces deux variables affectent positivement la valeur d'une maison. Dans cette étude, le prix implicite d'un jardin est de 6811 euros et celui d'un m² supplémentaire du jardin est de 34 euros.

donnée, plutôt que dans un appartement avec un nombre supérieur de pièces mais de plus petite taille. Avoir plus d'une salle de bains ou d'un sous-sol ou d'un parking est valorisé par le marché. Les appartements situés à un étage élevé dans un immeuble avec ascenseur sont généralement plus valorisés que ceux situés au rez-de-chaussée. S'ils sont dans un immeuble sans ascenseur, le logement commence à être déprécié à partir du troisième étage. Une petite rue, comme une allée, une impasse ou une rue piétonne, dévalorise le logement ce qui peut être dû au fait que ces types de rue sont souvent moins ensoleillées le jour et moins éclairées la nuit avec un risque de délinquance plus élevé. Une large avenue, comme une square, entraîne d'ailleurs plus de bruit et de pollution et, par conséquent, le logement est évalué négativement. Contrairement à ce que nous avons constaté pour Paris, le fait d'habiter sur une place affecte négativement la valeur du logement. La raison est probablement due à la différente organisation de l'espace urbain : dans la capitale, les places ont généralement un jardin tandis que dans les petites villes de la région métropolitaine de Paris les places sont plutôt des carrefours.

Les logements de construction plus récente sont plus valorisés et, dans le Val d'Oise comme sur Paris, le prix de transaction subit une décote lorsque la vente intervient dans un délai supérieur à 5 ans après la date de construction. Egalement, si le logement résulte encore occupé par le locataire au moment de la vente, il a moins de valeur par rapport à un logement libre.

La modalité "valeur manquante" est toujours significative, quelle que soit la variable considérée.

Nous vérifions la stabilité du coefficient de la surface (exprimée en logarithme) dans le modèle (5.10) pour les appartements. Comme nous l'avons déjà spécifié dans la partie méthodologique (cf. section 5.1.2), nous allons vérifier si le coef-

ficient de la surface est constant au cours de différents semestres. L'hypothèse de stabilité n'est pas rejetée (le résultat du test est dans le tableau 5.9) et nous pouvons conclure que les acheteurs ne sont pas conscients du changement suite à l'introduction de la loi Carrez.

	$H_0 : \zeta_A$ constant d'un semestre à l'autre
χ^2	3,07
$Pr > \chi^2$	0,9798

Tableau 5.9 : test de stabilité du coefficient de la surface

Nous avons réestimé le modèle (5.10) une fois que nous avons corrigé la surface des appartements vendus avant le deuxième semestre 1997. Les résultats de l'estimation sont présentés dans la troisième colonne du tableau 5.8 en Annexe. Il n'y a pas de différences remarquables par rapport aux estimations du même modèle avant toute correction sauf pour le deuxième semestre 1997. La valeur estimée de ce coefficient passe de 0,0085 à $-0,0137$ tandis que la valeur des autres coefficients reste à peu près inchangée. Ce résultat confirme l'opinion commune selon laquelle la loi Carrez a été effective dès son entrée en vigueur et qu'elle n'a pas eu besoin d'une période de transition pour exercer son effet.

Sur la base des coefficients temporels estimés, nous avons construit les indices des prix pour les appartements sans et avec correction de la surface. Il sont représentés dans la figure 5.1 ci-dessous. Après le deuxième semestre 1997, l'écart

des deux indices est en moyenne égal à 2%.

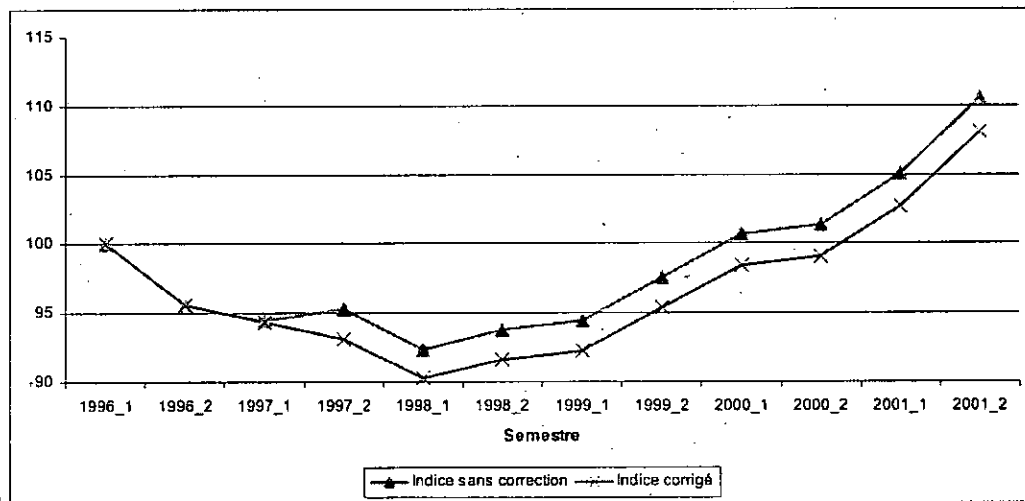


Figure 5.2 : Indices de prix pour les appartements

5.5 Conclusion

Notre base de données et la méthodologie utilisée nous permettent d'évaluer l'impact de la loi Carrez sur la surface déclarée au moment de la vente. Nous apportons une réponse aux deux questions que nous nous sommes posées à ce sujet. Premièrement, quelle est la mesure de l'impact de cette loi sur la surface ? Ce qui revient à ce demander si, avant l'introduction de la loi Carrez, le marché résidentiel était effectivement caractérisé par une asymétrie d'information entre vendeurs et acheteurs. Deuxièmement, comment l'indice hédonique de prix du parc des logements en immeubles collectifs se modifie, une fois que nous avons corrigé dans la fonction des prix hédoniques la surface des appartements vendus avant l'introduction de la loi Carrez ?

Pour ce qui concerne la première question, dans le marché résidentiel du Val d'Oise, qui est celui étudié, la surévaluation résulte en moyenne être égale à 2,6%,

avec un pourcentage plus élevé pour les appartements de petite taille (4,42%) et moins élevé pour les appartements plus grands (1,83%). Ce résultat nous invite à réfléchir sur les raisons qui ont poussé le gouvernement d'introduire une loi qui oblige à mentionner la surface dans le contrat de vente selon les modalités présentées dans l'introduction à ce chapitre. L'aspect plus intéressant de cette loi est que l'acquéreur peut demander une diminution de prix seulement si la superficie du logement s'avère être inférieure de plus de 5% de celle mentionnée dans l'acte. Ce qui signifie que si nos résultats sont confirmés par des études ultérieures, la loi Carrez pourrait n'avoir aucun effet. En d'autres termes, les vendeurs pourraient continuer à surévaluer la taille de l'appartement car en moyenne ils se maintiennent dans les limites tolérées par la loi. D'après les résultats obtenus pour l'indice de prix dans le Val d'Oise (qui nous permettent de répondre à la deuxième question), nous observons quand même un effet Carrez qui témoigne du fait que le marché des appartements a appliqué la loi. En effet, les professionnels de l'immobilier confirment que le recours à un professionnel pour le mesurage du logement au moment de la vente est devenu une pratique usuelle.

Il faut considérer aussi que l'introduction de la loi Carrez comporte des coûts pour le vendeur (le service d'un professionnel pour le mesurage de l'appartement coûte à peu près 100 euros) et, plus en générale, il y a des coûts pour la mise en oeuvre de la loi qui sont communs à tout genre de réglementation. Si l'on considère ce travail dans une perspective d'analyse coûts-bénéfices, il pourrait être un point de départ intéressant pour les autorités. En effet, nos résultats fournissent une estimation des bénéfices liés à l'introduction de cette loi et ils pourraient être comparés aux coûts pour voir si les deux plateaux de la balance s'équilibrent ou pas.

Nous soulignons, en tout cas, le caractère local de notre analyse qui devrait sans doute être confirmée par des recherches similaires conduites sur d'autres marchés avant de pouvoir tirer de conclusions définitives.

Conclusion générale

Nos trois études témoignent de la validité de l'approche hédonique pour l'évaluation des politiques au niveau local.

Pour que les estimations soient fiables et robustes, il est indispensable de suivre toutes les étapes de la modélisation empirique (du traitement de la base de données, au choix de la spécification, à la formulation des hypothèses sous-jacentes au modèle et à leur validation) qui emmènent à la définition d'un modèle satisfaisant.

Face à la pauvreté des données disponibles et aux difficultés pour accéder aux bases de données existantes, la première conclusion de ce travail serait donc d'inciter les collectivités à se doter des moyens nécessaires pour évaluer leur action : créer des observatoires, leur attribuer des moyens humains et financiers suffisants.

Au chapitre 3, portant sur l'évaluation de plusieurs biens publics des 33 plus grandes villes du Val d'Oise, nous constatons un impact significatif de toutes les 17 caractéristiques spécifiques à la ville que nous avons considérées. Les prix des logements dans le Val d'Oise sont plus sensibles aux variations du temps de trajet par transport en commun que par voiture particulière. En particulier, pour ce qui concerne les transports en commun, nous aboutissons à un résultat tout à fait cohérent avec les prédictions des modèles traditionnels d'économie urbaine qui ont une vision monocentrique de la ville. Si le coût général de transport (coût pécuniaire et en termes de temps) est linéaire ou concave par rapport à la distance du centre d'affaires, alors les courbes du marché locatif à l'équilibre sont strictement convexes par rapport à la distance du centre d'affaires.

Les prix hédoniques des deux variables mesurant la qualité des écoles publiques

suggèrent que l'impact de mauvais pairs et du nombre d'étudiants par professeur sur le capital humain *in fieri* de l'enfant est plutôt modeste.

Les valeurs capitalisées des deux taux d'imposition relatifs aux impôts sur l'habitation (i.e. la taxe d'habitation et la taxe sur le foncier bâti) sont négatives. Ce qui signifie que l'augmentation marginale de ces deux taux déprécie la valeur du logement de 773 euros pour la taxe d'habitation et de 718 euros pour la taxe sur le foncier bâti. Nos estimations révèle un taux d'escompte de 3,7% (respectivement, 3,2%). Ces deux taux d'escompte tombent à l'intérieur d'un intervalle de confiance plausible des taux d'intérêt appliqués aux emprunts-logement dans la période considérée. Enfin, la capitalisation négative des deux taxes sur le logement suggère l'existence d'un effet de Laffer : si les autorités financières appliquaient le taux des impôts locaux sur la valeur du marché du logement plutôt que sur celle administrative, la hausse des deux taux n'aurait pas d'effet sur les recettes fiscales attendues. Nous aboutissons aussi à des estimations des prix implicites des variables portant sur l'environnement géographique et sur quelques activités de récréation.

Au chapitre 4 nous estimons les effets d'une opération de rénovation sur le marché du logement dans le quartier de la Goutte d'Or à Paris. A l'échelon du quartier, nous détectons un effet de court terme de cette rénovation. De plus, la rénovation semble avoir atténué le caractère d'effet externe négatif que semblait présenter la zone de la Goutte d'Or pour son environnement immédiat. Ce chapitre offre des perspectives de recherche larges et variées dans plusieurs directions. Premièrement, notre analyse gagnerait à être complétée par une analyse de l'évolution de l'activité économique, sociale et culturelle, de l'évolution du degré d'accessibilité à différents équipements publics et de l'évolution de la compo-

tion sociologique des quartiers traités. Malheureusement, nous ne disposons pas des données qui nous permettraient de contrôler pour l'évolution des différentes activités de la zone intéressée par la rénovation et de ses équipements. Toutefois, l'application de la méthode visant à capturer les micro-externalités locales, proposée dans l'annexe du chapitre 4, nous permettrait d'avoir une connaissance plus approfondie de l'opération de rénovation dans la Goutte d'Or et les quartiers voisins.

Pour ce qui concerne l'analyse des facteurs sociaux, celle-ci demande l'utilisation de la deuxième étape de la procédure de Rosén (1974). Nous renvoyons à une étude successive à cette thèse, une illustration exhaustive de cette méthode d'un point de vue théorique et son application empirique.

Nous nous proposons, enfin, d'approfondir ultérieurement notre étude comparative des différents indices de prix en nous interrogeant sur la méthode la plus pertinente pour construire un indice de prix pour le marché du logement.

Les résultats portant sur la mesure de l'impact de la loi Carrez sur la surface déclarée et ses conséquences sur l'indice de prix pour les logements en immeubles collectifs ne peuvent pas être comparés à d'autres études similaires puisqu'il s'agit de la seconde tentative d'estimation de l'effet de cette loi, après l'étude de David *et alii* (2002). En effet, dans leur étude, ceux-ci illustrent la méthodologie utilisée mais non les résultats en termes d'ampleur de la surévaluation de la surface avant la loi Carrez et de l'effet de cette surévaluation sur l'indice de prix.

Cette étude nous a permis de montrer qu'avant l'introduction de la loi Carrez le marché des logements en immeubles collectifs était effectivement caractérisé par une asymétrie d'information entre vendeurs et acheteurs. Plus précisément, l'acheteur pouvait avoir une information imparfaite sur la taille du logement à

cause de la tendance assez diffusé entre les vendeurs à surévaluer la surface de leur logement.¹⁸ Par nos estimations, nous avons quantifié la diminution systématique et durable de la surface moyenne des appartements à partir de l'entrée en vigueur de cette loi. Nous avons souligné le caractère local de notre analyse qui devrait sans doute être confirmée par des recherches similaires conduites sur d'autres marchés avant de pouvoir tirer des conclusions définitives.

¹⁸En outre, il faut considérer que la définition de surface habitable selon la loi Carrez est un peu plus restrictive que la définition habituelle (pour plus de détails sur les différentes définitions de surfaces habitables, nous renvoyons au Code de construction).

Références bibliographiques

- Acosta, R. et Renard, V. (1993) "Urban Land and Property Markets in France", UCL Press.
- Adelman, I. and Griliches, Z. (1961) "On an Index of Quality Change", *Journal of the American Statistical Association*, **56**, 535-548.
- Anglin, P.M. et Gencay, R. (1995) "Semiparametric Estimation of a Hedonic Price Function", *Discussion paper*, University of Windsor, University of Windsor Working Paper.
- Arnott R. et Rowse, J. (1987) "Peer Group Effects and Educational Attainment", *Journal of Public Economics*, **32**, 287-305.
- Anselin, L., et Bera A. (1998) "Spatial dependence in linear regression models with an application to spatial econometrics", dans Ullah, A. et Giles, D.E.A. (Eds.), *Handbook of Applied Economics Statistics*, Springer-Verlag, Berlin, 21-74.
- Anselin, L., (1999) "Spatial Econometrics", University of Texas, Dallas.
- Atelier Parisien d'Urbanisme et Association salle Saint-Bruno (2002) "La Goutte d'Or. Vingt ans d'évolutions 1982-1999", Paris.
- Bailey, M.J., Muth, R.F. et Nourse, H.O. (1963) "A Regression Method for Real Estate Price Index Construction", *Journal of the American Statistical Association*, **58**, 933-942.
- Baroni, M., Barthélémy F. et Mokrane, M. (2003) "Which Capital Growth Index for the Paris Residential Market?", *ESSEC Working Paper P 03002*.

- Bartik, T.J. (1986) "Neighborhood Revitalizations Effects on Tenants and Benefit-Cost Analysis on Governmental Programs", *Journal of Urban Economics*, **19**, 234.
- Bartik, T.J. (1987) "The Estimation of Demand Parameters in Hedonic Prices Models", *Journal of Political Economy*, **95**, 81-88.
- Basu, S. et Thibodeau, T. G. (1998) "Analysis of spatial autocorrelation in house prices", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, **17(1)**, 61-85.
- Bell, K. et Bockstael, N. E. (2000) "Applying the generalised method of moments approach to spatial problems involving micro-level data", *Review of Economics and Statistics*, **82(1)**, 72-82.
- Belsley, D.A., Kuth, E. et Welsch, R.E. (1980) "Regression Diagnostics", John Wiley & Sons, Inc., New York.
- Bissuel, L. (2000) "Ces Parents qui Déménagent pour Trouver une Meilleure Ecole", *Le Monde*, 22 Avril.
- Black, S.E. (1999) "Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education", *Quarterly Journal of Economics*, **114**, 578-599.
- Blundell, R. et Costa Dias, M. (2002) "Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics", *Cemmap Working Paper CWP 10/02*.
- Bogart, W.T. et Cromwell, B.A (2000), "How much is a good school worth", *National Tax Journal*, **47**, 280-305.
- Bonnetain, P. (2003) "A hedonic price model for island", *Journal of Urban Economics*, **54**, 368-377.

- Bover, P. et Velilla, O. (2002) "Hedonic House Prices without Characteristics : The Case of New Multiunit Housing", *Working Paper n.117*, Working Paper Series, European Central Bank.
- Box, G.E.P. et Cox, D.R. (1964) "An Analysis of Transformations", *Journal of the Royal Statistical Society*, ser. B, 211-252.
- Brown, J. et Rosen, H. (1982) "On the Estimation of Structural Hedonic Price Models", *Econometrica*, **50**, 765-768.
- Brueckner, J.K. et Lee, K. (1989) "Club Theory with a Peer-Group Effect", *Regional Sciences and Urban Economics*, **19**, 399-420.
- Butler, R.V. (1982) "The Specification of Hedonic Indexes for Urban Housing", *Land Economics*, **58**, 96-108.
- Calcoen, F., Cornuel, D. et Leleu, H. (2003) "Caractéristiques hédoniques et changement environnemental : la couverture de l'autoroute A1", *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, **4**, 597-622.
- Can, A. (1990) "The measurement of neighborhood dynamics in urban house prices", *Economic Geography*, **66**, 254-272.
- Can, A. (1992) "Specification and estimation of hedonic housing price models", *Regional Science and Urban Economics*, **22**, 453-474.
- Can, A. et Megboluge, I. (1997), "Spatial dependence and house price index construction", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, **14**, 203-222.
- Card, D. et Krueger, A. (1995) "Myth and Measurement", Princeton University Press.
- Case, K.E. et Shiller, R.J. (1991) "Price of Single-Family Homes since 1970 : New Indexes for four Cities", *Review of Economics and Statistics*, **79**, 50-58.

- Case, B., Pollakowski, H.O. et Wachter, S. (1991), "On choosing among house price index methodologies", *AREUA Journal*, **19**, 286-307.
- Case, B. et Quigley, J.M. (1991) "The Dynamics of Real Estate Prices", *Review of Economics and Statistics*, **79**, 50-58.
- Cassel, E. et Mendelsohn, R. (1985) "The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations : Comment", *Journal of Urban Economics*, **18**, 135-142.
- Cheshire, P. et Sheppard, S. (1995) "On the Price of Land and the Value of Amenities", *Economica*, **62**, 247-267.
- Cho, M. (1996) "House Price Dynamics : A Survey of Theoretical and Empirical Issues", *Journal of Housing Research*, **7**, 145-172.
- Clawson, M. et Knetsch, J.L. (1966) "Economics of Outdoor Recreation", John Hopkins University Press, Baltimore.
- Combris, P., Lecocq, S. et Visser, M. (1997) "Estimation of a hedonic price equation for Bordeaux wine : Does quality matter ?", *The Economic Journal*, **107**, 390-402.
- Combris, P., Lecocq, S. et Visser, M. (1997) "Estimation of a hedonic price equation for Burgundy Wine : Does quality matter ?", *Applied Economics*, **32**, 961-967.
- Cook, R.D. et Weisberg, S. (1982) "Residuals and Influence in Regression", Chapman and Hall, Londres.
- Court, A.T. : (1939) "Hedonic price indexes with automotive examples", dans *The dynamics of automobile demand*, General Motors Corporation, 98-119.
- Court, L.M. (1941) "Entrepreneurial and Consumer Demand Theories for Commodity Spectra", *Econometrica*, **9(1)**, 135-162.

- Court, L.M. (1941) "Entrepreneurial and Consumer Demand Theories for Commodity Spectra", *Econometrica*, **9(2)**, 241-297.
- Cousin, O. (1996) "Construction et Evaluation de l'Effet Etablissement", *Revue Française de Pédagogie*, **115**, 59-75.
- Crone, T.M. et Voith, R.P. (1992) "Estimating House Price Appreciation : A Comparison of Methods", *Journal of Housing Economics*, **2**, 324-338.
- Cropper, M.L., Deck, B.L. et McConnell, K.E. (1988) "On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Function", *Review of Economics and Statistics*, **70**, 668-675.
- Dagenais, M.G. et Dufour, J.M. (1991) "Invariance, Nonlinear Models, and Asymptotic Tests", *Econometrica*, **59**, 1601-1615.
- Davidson, R. et MacKinnon, J.G. (1993) "Estimation and Inference in Econometrics", New-York, Oxford University Press.
- Day, B. Bateman, I. et Lake, I. (2004) "Omitted Locational Variates in Hedonic Analysis : A Semiparametric Approach using Spatial Statistics", *CSERGE Working Papier EDM*, University of East Anglia, Royaume-Uni.
- De Bartolome, C.A.M. (1990) "Equilibrium and Inefficiency in a Community Model with Peer Group Effects", *Journal of Political Economy*, **98**, 110-133.
- Desaigues, B. et Point, P. (1978) "Les méthodes de détermination d'indicateurs de valeur ayant la dimension de prix pour les composantes du patrimoine naturel", *Revue économique*, **41**, 269-319.
- Desaigues, B. et Toutain, J.-C. (1978) "Gérer l'environnement", Economica, Paris.

- Des Rosiers, F. (2001) "La modélisation statistique en analyse et évaluation immobilières : Guide Méthodologique", Université Laval, Canada.
- Dhrymes, P.J. (1967) "Price and quality change in consumer capital goods : an empirical study", dans Griliches, Z. (1971) *Price indexes and quality change : studies in new methods of measurement*, Harvard University Press, Cambridge.
- Downes, T.A. et Zabel, J.E. (2002) "The impact of school characteristics on house prices : Chicago 1987-1991", *Journal of Urban Economics*, **52**, 1-25.
- Downs, D. et Guner, N. (1999) "Is the information deficiency in real estate evident in public market trading?", *Real Estate Economics*, **27**, 517-541.
- Dubin, R. (1988) "Estimation of regression coefficients in the presence of spatially autocorrelated error terms", *Review of Economics and Statistics*, **70**, 466-474.
- Dubin, R. (1992) "Spatial autocorrelation and neighborhood quality", *Regional Science and Urban Economics*, **22**, 433-452.
- Dupuit, J. (1844) "De la mesure de l'utilité des travaux publics", *Annales des Ponts et Chaussées*, Paris.
- Durbin, J. (1954) "Errors in variables", *Review of the International Statistical Institute*, **22**, 23-32.
- Eicker, F. (1963) "Asymptotic normality and consistency of the least squares estimators for families of linear regressions", *The Annals of Mathematical Statistics*, **34**, 447-456.
- Eicker, F. (1967) "Limit theorems for regressions with unequal and dependent errors", dans *Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics*

- and Probability*, eds. Le Cam, L.M. et Neyman, J., 1, Berkeley, University of California, 59-82.
- Ekeland, I., Heckman, J.J. et Nesheim, L. (2004) "Identification and Estimation of Hedonic Models", *Journal of Political Economy*, 112, 60-109.
 - Ellikson, B. (1979) "Competitive Equilibrium with Local Public Goods", *Journal of Economic Theory*, 21, 46-61.
 - Epple, D. (1987) "Hedonic Prices and Implicit Markets : Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products", *Journal of Political Economy*, 95, 59-80.
 - Fettig, L.P. (1963) "Adjusting farm tractor prices for quality changes, 1950-1962", *Journal of Farm Economics*, 45, 599-611.
 - Follain, J.R. et Malpezzi, E. (1981) "Are Occupants Accurate Appraisers?", *Review of Public Data Use*, 9, 47-55.
 - Fujita, M. (1999) "*Urban Economic Theory, Land Use and City Size*", Cambridge University Press; Cambridge.
 - Garmaise, M. et Moskowitz, T. (2004) : Confronting informational Asymmetries : Evidence from Real Estate Markets, *Review of Financial Studies*, 17, 405-437.
 - Gatzlaff, D.H. et Haurin, D.R. (1994) "Selection Bias and Real Estate Index Construction", *Working Paper*, 14, 33-50.
 - Gatzlaff, D.H. et Haurin, D.R. (1997) "Sample Selection Bias and Repeat-Sales Index Estimates", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Florida State University.

- Gavett, T.W. (1967) "Quality and a Pure Price Index", *Monthly Labor Review*, **90**, 16-20.
- Gawande, K. et Jenkins-Smith, H. (2001) "Nuclear waste transport and residential property values : An hedonic pricing model", *Journal of Environmental Economics and Management*, **42(2)**, 207-233.
- Gergaud, O. (1998) "Estimation d'une fonction de prix hédonistiques pour le vin de Champagne", *Economie et Prévision*, **136**, 93-105.
- Gibbons, S. (2003) "Paying for good neighbours? Estimating the value of an educated community", *Urban Studies*, **40(1)**, 809-833.
- Gibbons, S. et Machin, S. (2003) "Valuing English primary schools", *Journal of Urban Economics*, **53(2)**, 197-219.
- Girisburgh, V. et Waelbroeck, P. (1998) "The EC and Real Estate Rentes in Brussels", *Regional Science and Urban Economics*, **28**, 497-511.
- Goodman, J.L. et Ittner, J.B. (1992) "The Accuracy of Home Owners' Estimates of House Value", *Journal of Housing Economics*, **2**, 339-357.
- Griliches, Z. (1961) "Hedonic prices for automobiles : An econometric analysis of quality change", dans *The Price Statistics of the Federal Government, General Series No. 73*, Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research, New York, 137-196.
- Hanushek, E.A. (1986) "The Economics of Schooling : Production and Efficiency in Public Schools", *Journal of Economic Literature*, **24**, 1141-1177.
- Hinkley, D.V. (1977) "Jackknifing in unbalanced situations", *Technometrics*, **19**, 285-292.

- Halvorsen, R. et Palmquist, R. (1980) "The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Regressions", *American Economic Review*, **70**, 474-475.
- Halvorsen, R. et Pollakowski, H.O. (1979) "Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations", *Journal of Urban Economics*, **10**, 37-49.
- Hanushek, E.A. (1986) "The Economics of Schooling : Production and Efficiency in Public Schools", *Journal of Economic Literature*, **24**, 1141-1177.
- Heckman, J. (1999) "Notes on Hedonic Models", notes du cours non publiées, University of Chicago, Department of Economics.
- Heckman, J., Matzkin, R. et Nesheim, L. (2002) "Identification and Estimation of Hedonic Models : the Vector Nonseparable case with Missing Attributes" mimeo, University of Chicago, Department of Economics.
- Hicks, J.R. (1939) "The Foundations of Welfare Economics", *Economic Journal*, **49**, 696-712.
- Hicks, J.R. (1943) "The Four Consumer's Surpluses", *Review of Economics and Studies*, **11**, 31-41.
- Hoesli, M. et Thion, B. (1995) "Estimation de la valeur locative des appartements : une étude empirique sur l'agglomération bordelaise", *Finance*, **16**, 75-87.
- Hoesli, M., Thion, B. et Watkins, C. (1997) "A hedonic investigation of the rental value of apartments in central Bordeaux", *Journal of Property Research*, **14**, 15-26.
- Holcombe, R.G. (1977) "The Florida System : A Bowen Equilibrium Referendum Process", *National Tax Journal*, **30**, 77-84.

- Hotelling, H. (1947) "Letter to the National Park Service", dans *An Economic Study of the Monetary Evaluation of Recreation in the National Parks*, Washington : U.S. Department of Interior, National Park Service and Recreational Planning Division.
- Hyde, S.K. (1999) "Likelihood Based Inference on the Box-Cox Family of Transformations : SAS and Matlab Programs", *Technical Report*, Mathematical Sciences, Montana State University.
- Ihlanfeldt, K.R. et Martinez-Vazquez J. (1986) "Alternative Value Estimates of Owner-Occupied Housing : Evidence on Sample Selection Bias and Systematic Errors", *Journal of Urban Economics*, **20**, 357-369.
- Ihlanfeldt, K. R. et Taylor, L.O. (2001). "Externality effects of small-scale hazardous waste sites : evidence from urban commercial property markets" *Environmental Policy Working Paper Series*, n. 2001-002, Georgia State University, Atlanta.
- Intriligator, M.D. (1971) "Mathematical Optimization and Economic Theory", Englewood Cliffs, N.J. : Prentice-Hall.
- Jayet, H. (1993) "Analyse spatiale quantitative : une introduction", Economica, Paris.
- Jayet, H. (2001) "Econométrie et données spatiales. Une introduction à la pratique", *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n.58-59.
- Kahn, S. et Lang, K. (1988) "Efficient Estimation of Structural Hedonic Systems", *International Economic Review*, **29**, 157-166.
- Kain, J.F. et Quigley, J.M. (1972) "Note on Owners' Estimates of Housing Value", *Journal of the American Statistical Association*, **67**, 803-806.

- Kaldor, N. (1939) "Welfare Propositions of Economics and Interpersonal Comparisons of Utility", *Economic Journal*, **49**, 549-551.
- Kanemoto, Y. (1988) "Hedonic Prices and the Benefit of Public Projects", *Econometrica*, **56**, 981-989.
- Kiel, A.K et McClain, K.T. (1996) "House Price Recovery and Stigma after a Failed Siting", *Applied Economics*, **28**, 1351-1358.
- Knight, J.R., Hill, R.C. et Sirmans, C.F. (1993) "Estimation of Hedonic Housing Price Models Using Nonsample Information : A Monte Carlo Study", *Journal of Urban Economics*, **34**, 319-346.
- Laferrère, A. (2003) "Hedonic Housing Price Indices : the French Experience", article présenté aux Conférences IMF et BIS sur *Real Estate Indicators and Financial Stability*, Washington D.C.
- Lancaster, K.J. (1966) "A New Approach to Consumer Theory", *Journal of Political Economy*, **74**, 132-156.
- Lancaster, K.J. (1971) "A New Approach to Consumer Theory", Columbia University Press.
- Leggett, C.G., et Bockstael, N.E. (2000) "Evidence of the effects of water quality on residential land prices", *Journal of Environmental Economics and Management*, **39**(2), 121-144.
- Linneman, P. (1980) "Some Empirical Results on the Nature of the Hedonic Price Function for the Urban Housing Market", *Journal of Urban Economics*, **8**, 47-68.
- Little, I.M. (1957) "A Critique of Welfare Economics", Clarendon Press, Oxford.

- Luchini, S. (2002) "De la singularité de la méthode d'évaluation contingente", *Economie et Statistique*, **357-358**, 141-152.
- Lynch, A.K. et Rasmussen, D.W. (2001) "Measuring the Impact of Crime on House Prices", *Applied Economics*, **33**, 1981-1989.
- Maleyre, I. (1997) "L'approche hédonique des marchés immobiliers", *Etudes Foncières*, **76**, 22-29.
- Maleyre, I. (1995) "L'analyse de la demande pour les caractéristiques du logement. Application à Abidjan", *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, **3**, 449-480.
- Malpezzi, S. (1998) "Welfare Analysis of Rent Control With Side Payments : A Natural Experiment in Cairo, Egypt", *Regional Science and Urban Economics*, **28**, 773-796.
- Malpezzi, S. (2002) "Hedonic Pricing Models : A Selective and Applied Review", dans Gibb, K. et O'Sullivan A. *Housing Economics : Essays in Honor of Duncan MacLennan*.
- Mark, J.H. et Goldberg, M.A. (1984) "Alternative Housing Price Indices : An Evaluation", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics*, **12**, 30-49.
- Marshall, A. (1920) "Principles of Economics", Macmillan, Londres.
- Mas-Colell, A. (1975) "A Welfare Analysis of Equilibrium with Differentiated Commodities", *Journal of Mathematical Economics*, **2**, 263-295.
- Meese, R.A. et Wallace, N.F. (1997) "The Construction of Residential Housing Price Indices : A Comparison of Repeat-Sales, Hedonic-Regression, and

- Hybrid Approaches", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, **14**, p. 51-74.
- Meese, R.A. et Wallace, N.F. (1999) "Dwelling Price Dynamics in Paris, France", *Working Paper Haas School of Business S545 University of California, Berkeley*.
 - Meyer B.D., Viscusi, W. et Durbin, D.L.(1995) "Workers Compensation and Injury Duration : Evidence from a Natural Experiment", *American Economic Review*, **85**, 322-340.
 - Michelin (éd.) (1998) "Carte touristique du Val d'Oise", n. 101.
 - Moulton, B.R. (2001) "The Expanding Role of Hedonic Methods in the Official Statistics of the United States", *BEA Working Paper*.
 - Mullahy, J. (1999), "Interaction Effects and Difference-in-Difference estimation in loglinear models", *NBER Technical Working Paper n. 245*.
 - Musgrave, J. (1969) "The Measurement of Price Changes in Construction", *Journal of the American Statistical Association*, **64**, 771-786.
 - Muth, R.F. (1966) "Household Production and Consumer Demand Functions", *Econometrica*, **34**, 699-708.
 - Noboru, H. (2002) "The Economic Valuation of the Environment and Public Policy. A Hedonic Approach", Edward Elgar Publishing, Northampton, MA.
 - Office public d'aménagement et de construction de Paris (1994) "Quartier de la Goutte d'Or. Dix ans de rénovation : un vrai quartier de Paris", Paris.
 - Ong, S.E., Ho, K.H.D. et Lim, C.H. (2003) "A Constant-Quality Price Index for Resale Public Housing Flats in Singapore", *Urban Studies*, **40**, 2705-2729.

- Ozanne, L. et Malpezzi, S. (1985) "The Efficacy of Hedonic Estimation with the Annual Housing Survey : Evidence from the Demand Experiment", *Journal of Economic and Social Measurement*, **13**, 153-172.
- Pace R. K. (1993) "Nonparametric Methods with Applications to Hedonic Models", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, **7**, 185-204.
- Pace R. K. (1995) "Parametric, Semiparametric, and Nonparametric Estimation of Characteristic Values within Mass Assessment and Hedonic Pricing Models", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, **11**, 195-217.
- Pace R. K. et Gilley O.W. (1997) "Using the spatial configuration of the data to improve estimation", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, **14**, 333-340.
- Palmon, O. et Smith, B.A. (1998) "A New Approach for Identifying the Parameters of a Tax Capitalization Model", *Journal of Urban Economics*, **44**, 299-316.
- Paris, R. (2002) "Aménagement urbain, effets externes et prix du sol", Thèse de Doctorat en Urbanisme et aménagement, Laboratoire Théorie des Mutations Urbaines, Université Paris VIII.
- Paris, R. (2003) "Essai de mesure des effets externes engendrés par une opération d'aménagement à travers une fonction hédonique des prix fonciers", *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, **4**, 671-690.
- Paty, S. et Kazmierczak, S. (2003) "Le fonctionnement des marchés des bureaux : le cas l'agglomération lilloise", *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, **3**, 419-440.
- Pavlov, A.D. (2000) "Space-varying regression coefficients : A semi-parametric

- approach applied to real estate markets”, *Real Estate Economics*, **28(2)**, 249-283.
- Pearce, D.W., Markandya, A. et Barbier, E.B. (1989) “Blueprint for a Green Economy”, Earthscan Publications Ltd, Londre.
 - Reiersøl, O. (1941) “Confluence analysis by means of lag moments and other methods of confluence analysis” *Econometrica*, **9**, 1-24.
 - Rosen, S. (1974) “Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition”, *Journal of Political Economy*, **82**, 34-55.
 - Sargan, J. D. (1958) “The estimation of economic relationships using instrumental variables”, *Econometrica*, **26**, 393-415.
 - Schwab, R.M. et Oates, W.E. (1991) “Community Composition and the Provision of Local Public Goods”, *Journal of Public Economics*, **44**, 217-237.
 - Sheppard, S. (1999) “Hedonic Analysis of Housing Markets”, dans Chesire, P.C. et Mills E.S. *Handbook of Regional and Urban Economics*, **3**, Elsevier.
 - Scotchmer, S. (1985) “Hedonic Prices and Cost/Benefit Analysis”, *Journal of Economic Theory*, **37**, 55-75.
 - Scotchmer, S. (1986) “The Short Run and the Long Run Benefits of Environmental Improvements”, *Journal of Public Economics*, **30**, 61-81.
 - Spitzer, J. J. (1984) “Variance Estimates in Models with the Box-Cox Transformation : Implications for Estimation and Hypothesis Testing”, *Review of Economics and Statistics*, **66**, 645-652.
 - Soguel, N. (1994) “Evaluation monétaire des atteintes à l’environnement : une étude hédoniste et contingente sur l’impact des transports”, Thèse de doctorat en Sciences Economiques, Université de la Neuchatel.

- Stone, R. (1956) "Quantity and Price Indexes in National Accounts", Organisation européenne de coopération économique, Paris.
- Summers, L.A. et Wolfe, B.L. (1977) "Do Schools Make a Difference?", *American Economic Review*, 67, 639-652.
- Syndicat des Transports Parisiens (1997) "Enquête globale transports".
- Tiebout, C.M. (1956) "A Pure Theory of Local Expenditures", *Journal of Political Economy*, 64, 416-424.
- Trancart, D. (1998) "L'Evolution des Disparités entre Collèges Publics", *Revue Française de Pédagogie*, 124, 43-53.
- Triplett, J.E. (1990) "Hedonic Methods in Statistical Agency Environments : An Intellectual Biopsy", dans "Fifty Years of Economic Measurement : The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth", dir. publ. Berndt, E.R. et Triplett, J.E., *NBER Studies in Income and Wealth*, 54, 207-233, University of Chicago Press.
- Tu, Y., Yu, S.M. et Hua, S. (2003) "Transaction Based Office Price Indices : a spatio-temporal modelling approach", paper prepared for Conference in Skye, Scotland.
- Waugh, F. (1928) "Quality Factors Influencing Vegetable Prices", *Journal of Farm Economics*, 10, 185-196.
- Waugh, F. (1929) "Quality as a Determinant of Vegetable Prices : A Statistical Study of Quality Factors Influencing Vegetable Prices in the Boston Wholesale Market", Columbia University Press, New York. Réimprimé par AMS Press, Inc. New York (1968).

- White, H. (1980), "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity", *Econometrica*, **48**, 817-838.
- Wildasin, D. (1987) "Theoretical Analysis of Local Public Economics", *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol II, édité par E.S. Mills, Amsterdam, North Holland.
- Witte, A.D., Sumka, H.J. et Erikson, H. (1979) "An Estimate of a Structural Hedonic Price Model of the Housing Market : An Application of Rosen's Theory of Implicit Markets", *Econometrica*, **47**, 1151-1173.
- Yinger, J. (1982) "Capitalisation and the Theory of Local Public Finance" *Journal of Political Economy*, **90**, 917-943.
- Yinger, J., Bloom, H., Borsch-Supan, A., and Ladd, H. (1988) "*Property Taxes and House Values : The Theory and Estimation of Intra-jurisdictional Property Tax Capitalization*", Academic Press.

Annexe

Tableau 3.1 - Liste de communes du Val d'Oise incluses dans l'échantillon

Commune
ARGENTEUIL
ARNOUVILLE-LES-GONESSE
BEAUCHAMP
BEZONS
CERGY
CORMELLES-EN-PARISIS
DEUIL-LA-BARRE
DOMONT
EAUBONNE
ENGHEN-LES-BAINS
ERAGNY
ERMONT
FRANCONVILLE
GARGES-LES-GONESSE
GONESSE
GOUSSAINVILLE
HERBLAY
(L')ISLE-ADAM
MONTIGNY-LES-CORMELLES
MONTMAGNY
MONTMORENCY
OSNY
PERSAN
PONTOISE
SAINT-BRICE-SOUS-FORET
SAINT-GRATIEN
SAINT-LEU-LA-FORET
SAINT-OUEN-L'AUMONE
SANNOIS
SARCELLES
SOISY-SOUS-MONTMORENCY
TAVERNY
VILLIERS-LE-BEL

Tableau 3.2: Définition des variables

Variable	Définition
Prix	prix d'offre du logement en euros
Deuxième pièce	variable muette = 1 si le logement a au moins 2 pièces, 0 sinon
Troisième pièce	variable muette = 1 si le logement a au moins 3 pièces, 0 sinon
Quatrième pièce	variable muette = 1 si le logement a au moins 4 pièces, 0 sinon
Cinquième pièce	variable muette = 1 si le logement a au moins 5 pièces, 0 sinon
Sixième pièce	variable muette = 1 si le logement a au moins 6 pièces, 0 sinon
Pièce supplémentaire	variable muette = 1 si le logement a au moins 7 pièces, 0 sinon
Cuisine équipée	variable muette = 1 si le logement a une cuisine équipée, 0 sinon
Parking	variable muette = 1 si le logement a au moins 1 parking, 0 sinon
Balcon	variable muette = 1 si le logement a au moins 1 balcon, 0 sinon
Pavillon	variable muette = 1 si le logement est un pavillon, 0 sinon
Cave	variable muette = 1 si le logement a au moins 1 cave, 0 sinon
Jardin	variable muette = 1 si le logement a un jardin, 0 sinon
Taille du jardin	taille du jardin en mètres carrés
Ptransport	temps de trajet par transports en commun du centre ville au centre de Paris (Châtelet-Les Halles)
Vtransport	temps de trajet par voiture particulière du centre ville au centre de Paris (Châtelet-Les Halles)
Autoroute	distance entre le centre ville et l'autoroute la plus proche
Rnuisance	nombre de kilomètres de voies rapides qui parcourent le territoire communal rapporté à sa superficie
DistRoissy	distance en kilomètres entre le centre ville et l'aéroport international de Roissy
Rues pittoresques	nombre de kilomètres de routes pittoresques qui parcourent le territoire communal rapporté à sa superficie
Panorama	différence en mètres entre le point le plus élevé et celui le plus bas de la commune rapporté à la superficie de la ville
Vert	portion du territoire communal transformée en espaces verts ouverts au public
Monuments	nombre de monuments historiques appartenant au patrimoine national rapporté à la superficie communal
Commerces	nombre de salariés dans les commerces de détail de la commune pour 10 000 habitants
Salles de spectacle	nombre de salles de spectacle communales pour 10000 habitants
Terrains de jeux	nombre de terrains de jeux communaux pour 10000 habitants
Taxfb	taux d'imposition de la taxe sur le foncier bâti
Taxhab	taux d'imposition de la taxe d'habitation
Etudiants/prof.	nombre d'étudiants moyen par professeur au collège
Echec5ème	taux d'échec scolaire moyen en 5ème
Pauvreté	pourcentage de familles de la commune ayant un revenu non imposable
Année	année de vente

Tableau 3.4: Estimations de la fonctions des prix hédoniques

Variable	Coefficient	Ecart-type	Intervalle de Confiance (95%)	
Lambda	-0,1287**	0,0115	-0,1512	-0,1062
Constante	5,9173**	0,3109	5,3079	6,5267
Deuxième pièce	0,0669**	0,0094	0,0485	0,0853
Troisième pièce	0,0499**	0,0071	0,0360	0,0639
Quatrième pièce	0,0344**	0,005	0,0246	0,0443
Cinquième pièce	0,0345**	0,0051	0,0244	0,0446
Sixième pièce	0,0329**	0,0052	0,0227	0,0432
Pièce supplémentaire	0,0238**	0,0038	0,0162	0,0313
Cuisine équipée	0,0178**	0,0027	0,0123	0,0233
Parking	0,017**	0,0026	0,0118	0,0222
Balcon	0,0119**	0,0021	0,0078	0,0161
Pavillon	0,0431**	0,0061	0,0310	0,0552
Cave	0,0045**	0,0013	0,0018	0,0071
Jardin	0,0064**	0,0021	0,0021	0,0106
Taille du jardin	0,00006**	0,00001	0,00004	0,00008
Ptransport	-0,0008**	0,0001	-0,0012	-0,00042
Vtransport	-0,0006**	0,0002	-0,0010	-0,0002
Autoroute	-0,002**	0,0004	-0,0028	-0,0011
Rnuisance	-0,0322**	0,0058	-0,0437	-0,0208
DistRoissy	0,0006**	0,0001	0,0003	0,0009
Rues pittoresques	0,029**	0,0096	0,0100	0,0480
Panorama	0,0392**	0,0118	0,0160	0,0623
Vert	0,0002**	0,00009	0,00004	0,0004
Monuments	0,0083**	0,002	0,0043	0,0122
Commerces	0,0001**	0,00002	0,00008	0,0001
Salles de spectacle	0,0234**	0,0038	0,0159	0,0310
Terrains de jeux	0,0042**	0,001	0,0022	0,0063
Taxfb	-0,0016**	0,0003	-0,0022	-0,0010
Taxhab	-0,0018**	0,0004	-0,0026	-0,0009
Etudiants/prof.	-0,002*	0,0008	-0,0036	-0,0003
Echec5ème	-0,0005**	0,0002	-0,0009	-0,0002
Pauvreté	-0,0015**	0,0002	-0,0021	-0,0010
1986	0,0258**	0,0044	0,0171	0,0345
1987	0,0501**	0,0074	0,0356	0,0647
1988	0,0756**	0,01075	0,0545	0,0967
1989	0,1087**	0,0152	0,0788	0,1387
1990	0,1367**	0,0192	0,0991	0,1744
1991	0,1485**	0,0208	0,1075	0,1894
1992	0,1465**	0,0205	0,1062	0,1868
1993	0,1387**	0,0194	0,1006	0,1769
Nombre d'observations		8192		
Log de vraisemblance		-93428,6		
Test H₀	lgL	χ²(1)	Pr > χ²	
Lambda = -1	-99565,39	5513,25	0	
Lambda = 0	-93491,24	125,31	0	
Lambda = 1	-97670,45	8483,73	0	

** Coefficient significativement différent de 0 pour un niveau de confiance égal à 0,01

* Coefficient significativement différent de 0 pour un niveau de confiance égal à 0,05

Tableau 3.6: Analyse dépenses-bénéfices des Z.E.P. pour l'année 1993

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	% propriétaires	Nb de résidences principales	Bénéfice d'une réduction de 1% de l'échec scolaire en 5ème	Sommes mises à disposition de l'Inspection Académique	Bénéfice annuel d'une réduction de 1% de l'échec scolaire en 5ème	Subventions Z.E.P. 1er et 2ème degré
Argenteuil	43%	34 113	3 520	3 441	123	77
Bezons	44%	9 423	1 040	980	36	25
Gargès les Gonnesses	34%	12 842	820	2 640	29	75
Goussainville	58%	7 940	1 349	1 464	47	33
Persan	36%	3 402	2 645	1 251	93	14
Saint Ouen l'Aumône	43%	6 101	553	927	19	16
Sarcelles	33%	17 607	1 237	1 407	43	42
Villiers le Bel	39%	9 102	656	1 182	23	45
Total	-	-	11 820	13 291	414	327

(1) (2) : Source Recensement INSEE 1990

(3) : (1) x (2) x prix hédonique

(4) (6) : Sous-annexes financières Contrat de ville 1994-1998. Source mission Ville Département du Val d'Oise

(5) : (3) x 0,035

Tableau 4.1: Les quartiers parisiens (numéro et nom du quartier)

1	St-Germain-l'Auxerrois	41	Folie-Méricourt
2	Les Halles	42	Saint-Ambroise
3	Palais-Royal	43	La Roquette
4	Place Vendôme	44	Sainte-Marguerite
5	Gaillon	45	Bel-Air
6	Vivienne	46	Picpus
7	Mail	47	Bercy
8	Bonne-Nouvelle	48	Quinze-Vingts
9	Arts-et-Métiers	49	Salpêtrière
10	Enfants-Rouges	50	Gare
11	Archives	51	Maison-Blanche
12	Sainte-Avoye	52	Croulebarbe
13	Saint-Merri	53	Montparnasse
14	Saint-Gervais	54	Parc Montsouris
15	Arsenal	55	Petit Montrouge
16	Notre-Dame	56	Plaisance
17	Saint-Victor	57	Saint-Lambert
18	Jardin des Plantes	58	Necker
19	Val-de-Grâce	59	Grenelle
20	Sorbonne	60	Javel
21	Monnaie	61	Auteuil
22	Odéon	62	La Muette
23	Notre-Dame-des-Champs	63	Porte Dauphine
24	St-Germain-des-Prés	64	Chaillot
25	St.-Thomas-d'Aquin	65	Ternes
26	Les Invalides	66	Plaine Monceau
27	Ecole-Militaire	67	Batignolles
28	Gros-Caillou	68	Epinettes
29	Champs-Élysées	69	Grandes-Carières
30	Faubourg du Roule	70	Clignancourt
31	La Madeleine	71	La Goutte-d'Or
32	Europe	72	La Chapelle
33	Saint-Georges	73	La Villette
34	Chaussée-d'Anlin	74	Pont de Flandre
35	Faubourg Montmartre	75	Amérique
36	Rochechouart	76	Combat
37	St.-Vincent-de-Paul	77	Belleville
38	Porte Saint-Denis	78	Saint-Fargeau
39	Porte Saint-Martin	79	Père-Lachaise
40	Hopital St.-Louis	80	Charonne

Tableau 4.6 : RESULTATS DE LA REGRESSION HEDONIQUE SUR PARIS POUR LES 6 ECHANTILLONS

	Avec "Surface"			Sans "Surface"		
	LARGE81S	LARGE95S	SMALL95S	LARGE81	LARGE95	SMALL95
CONSTANTE	6.271** (0.020)	7.409** (0.021)	7.627** (0.047)	9.022** (0.021)	9.945** (0.021)	10.494** (0.056)
ANNEE Réf:1981						
Δ 82/81	0.108** (0.007)			0.142** (0.007)		
Δ 83/82	0.025* (0.007)			-0.001 (0.007)		
Δ 84/83	0.029** (0.007)			0.022* (0.006)		
Δ 85/84	0.102** (0.006)			0.078** (0.006)		
Δ 86/85	0.125** (0.006)			0.136** (0.006)		
Δ 87/86	0.167** (0.006)			0.172** (0.006)		
Δ 88/87	0.195** (0.006)			0.160** (0.006)		
Δ 89/88	0.197** (0.006)			0.217** (0.006)		
Δ 90/89	0.189** (0.006)			0.176** (0.005)		
Δ 91/90	0.037** (0.006)			0.064** (0.006)		
Δ 92/91	-0.108** (0.006)			-0.076** (0.006)		
Δ 93/92	-0.082** (0.005)			-0.065** (0.006)		
Δ 94/93	-0.006 (0.005)			-0.020* (0.006)		
Δ 95/94	-0.040** (0.006)			-0.094** (0.006)		
Δ 96/95	-0.086** (0.005)	-0.090** (0.005)	-0.072** (0.006)	-0.065** (0.005)	-0.073** (0.005)	-0.059** (0.006)
Δ 97/96	-0.014* (0.004)	-0.013* (0.004)	-0.015* (0.005)	-0.050** (0.005)	-0.046** (0.004)	-0.045** (0.005)
Δ 98/97	0.032** (0.004)	0.032** (0.004)	0.032** (0.004)	0.015* (0.005)	0.012* (0.004)	0.016* (0.005)
Δ 99/98	0.088** (0.003)	0.091** (0.003)	0.085** (0.004)	0.071** (0.004)	0.080** (0.004)	0.069** (0.005)
Δ 00/99	0.119** (0.003)	0.118** (0.003)	0.117** (0.004)	0.110** (0.004)	0.109** (0.004)	0.105** (0.005)
Δ 01/00	0.099** (0.003)	0.100** (0.003)	0.095** (0.004)	0.078** (0.004)	0.088** (0.004)	0.084** (0.005)
TRIMESTRE Réf: Oct-Dec						
Jan-Mar	-0.052** (0.002)	-0.051** (0.003)	-0.055** (0.003)	-0.040** (0.002)	-0.019** (0.003)	-0.029** (0.004)
Avr-Jun	-0.029** (0.002)	-0.029** (0.003)	-0.021** (0.003)	-0.019** (0.002)	-0.011* (0.003)	-0.006 (0.004)
Jul-Sep	-0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	0.005 (0.003)	0.010** (0.002)	0.016** (0.003)	0.015** (0.004)

	LARGE81S	LARGE95S	SMALL95S	LARGE81	LARGE95	SMALL95
TYPE D' APPARTEMENT Réf: Appartement standard						
STUDIO	0.127** (0.004)	0.092** (0.005)	0.087** (0.008)	- 0.735** (0.004)	0.703** (0.005)	0.318** (0.008)
DUPLEX	0.092** (0.005)	0.100** (0.005)	0.107** (0.007)	0.307** (0.006)	0.236** (0.006)	0.241** (0.008)
TRIPLEX	0.116** (0.019)	0.144** (0.018)	0.148** (0.024)	0.634** (0.023)	0.490** (0.021)	0.416** (0.029)
LOFT	0.088* (0.038)	0.063 (0.037)	0.108* (0.055)	1.201** (0.047)	0.866** (0.045)	1.286** (0.061)
ETAGE AVEC ASCENSEUR						
Δ 1/0	0.077** (0.004)	0.082** (0.004)	0.077** (0.005)	- 0.041** (0.004)	0.081** (0.005)	0.055** (0.006)
Δ 2/1	0.039** (0.003)	0.041** (0.004)	0.035** (0.004)	0.035** (0.003)	0.037** (0.004)	0.039** (0.005)
Δ 3/2	0.007* (0.003)	0.012* (0.004)	0.016* (0.004)	0.006 (0.003)	0.005 (0.004)	0.007 (0.005)
Δ 4/3	0.013** (0.003)	0.013* (0.004)	0.010* (0.004)	0.004 (0.003)	0.005 (0.005)	0.001 (0.005)
Δ 5/4	0.003 (0.003)	0.008* (0.004)	0.007 (0.005)	-0.018** (0.004)	-0.005 (0.005)	-0.004 (0.006)
Δ 6/5	-0.002 (0.003)	0.009* (0.004)	0.015* (0.005)	-0.110** (0.004)	-0.061** (0.005)	-0.070** (0.006)
Δ 7+/6	0.017** (0.004)	0.001 (0.005)	0.003 (0.005)	0.094** (0.004)	0.060** (0.005)	0.075** (0.007)
SANS ASCENSEUR						
Δ 1/0	0.039** (0.006)	0.047** (0.007)	0.066** (0.008)	0.082** (0.006)	0.048** (0.008)	0.037** (0.009)
Δ 2/1	0.033** (0.007)	0.037** (0.007)	0.018 (0.010)	0.036** (0.007)	0.041** (0.008)	0.008 (0.011)
Δ 3/2	0.017* (0.007)	0.025* (0.007)	0.040** (0.010)	0.011 (0.007)	0.002 (0.008)	0.023* (0.011)
Δ 4/3	0.012 (0.008)	0.005 (0.008)	0.004 (0.010)	0.002 (0.007)	0.001 (0.009)	-0.022 (0.012)
Δ 5/4	-0.005 (0.008)	-0.002 (0.009)	-0.018 (0.012)	-0.043** (0.008)	-0.028* (0.010)	-0.029* (0.013)
Δ 6/5	-0.008 (0.010)	-0.002 (0.010)	0.027 (0.014)	-0.197** (0.009)	-0.109** (0.011)	-0.115** (0.015)
Δ 7+/6	0.040* (0.017)	0.056* (0.022)	0.144** (0.037)	0.004 (0.014)	0.049* (0.022)	0.042 (0.038)
MANQUANT	0.074** (0.005)	0.090** (0.010)		0.052** (0.005)	-0.007 (0.007)	

	LARGE81S	LARGE95S	SMALL95S	LARGE81	LARGE95	SMALL95
AGE DE CONSTRUCTION Réf: >1991						
Δ 1981-1991 / > 1991	0.025* (0.008)	-0.034* (0.010)	-0.042* (0.012)	0.109** (0.008)	-0.025* (0.012)	-0.067** (0.015)
Δ 1970-1980/1981-1991	-0.026** (0.006)	-0.061** (0.006)	-0.066** (0.007)	0.009 (0.006)	-0.041** (0.007)	-0.054** (0.008)
Δ 1948-1969/1970-1980	-0.070** (0.003)	-0.041** (0.004)	-0.044** (0.004)	-0.131** (0.004)	-0.076** (0.004)	-0.074** (0.005)
Δ 1914-1947/1948-1969	-0.043** (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.004)	-0.121** (0.003)	-0.058** (0.004)	-0.049** (0.005)
Δ 1913-1850/1914-1947	-0.014** (0.002)	0.003 (0.003)	0.010* (0.003)	-0.055** (0.003)	-0.025** (0.003)	-0.021** (0.004)
AVANT 1850/ 1913-1850	0.022** (0.003)	0.027** (0.004)	0.022** (0.005)	0.032** (0.004)	0.034** (0.005)	0.040** (0.006)
MANQUANT	-0.116** (0.008)	-0.135** (0.010)		-0.119** (0.009)	-0.137** (0.011)	
DELAI VENTE-CONSTRUCTION						
(>5 years)	0.165** (0.007)	0.116** (0.009)	0.103** (0.011)	0.205** (0.008)	0.107** (0.011)	0.070** (0.014)
NOMBRE DE PIECES						
Δ 2/1	0.079** (0.005)	0.071** (0.006)	0.075** (0.009)	1.202** (0.005)	1.172** (0.006)	0.770** (0.008)
Δ 3/2	0.017** (0.002)	0.031** (0.003)	0.029** (0.004)	0.469** (0.002)	0.442** (0.003)	0.430** (0.004)
Δ 4/3	0.012* (0.003)	0.021** (0.004)	0.022** (0.004)	0.344** (0.003)	0.311** (0.004)	0.299** (0.005)
Δ 5/4	0.016* (0.005)	0.020* (0.005)	0.021* (0.006)	0.298** (0.005)	0.273** (0.006)	0.257** (0.008)
Δ 6+/5	-0.018* (0.007)	-0.021* (0.008)	-0.008 (0.010)	0.356** (0.008)	0.313** (0.009)	0.296** (0.012)
MANQUANT	-0.054** (0.006)	0.037** (0.008)		0.593** (0.005)	1.603** (0.007)	
SURFACE						
LN	1.099** (0.003)	1.040** (0.003)	1.025** (0.005)			

	LARGE81S	LARGE95S	SMALL95S	LARGE81	LARGE95	SMALL95
SALLE DE BAINS						
Δ 1/0	0.143** (0.004)	0.150** (0.005)	0.166** (0.006)	0.396** (0.004)	0.315** (0.005)	0.480** (0.007)
Δ 2/1	-0.020 (0.004)	0.007 (0.005)	0.010 (0.006)	-0.009 (0.005)	0.065** (0.006)	0.075** (0.007)
Δ 3/2	0.021 (0.013)	0.044* (0.013)	0.046* (0.016)	0.081** (0.016)	0.112** (0.016)	0.109** (0.019)
Δ 4+/3	0.048 (0.035)	0.051 (0.034)	-0.017 (0.046)	0.176** (0.040)	0.206** (0.039)	0.201** (0.050)
MANQUANT	0.029** (0.004)	0.044** (0.005)		0.182** (0.004)	0.090** (0.005)	
GARAGE						
Δ 1/0	0.051** (0.003)	0.082** (0.003)	0.085** (0.004)	0.162** (0.003)	0.202** (0.004)	0.193** (0.005)
Δ 2+/1	0.017* (0.008)	0.010 (0.008)	0.010 (0.009)	0.025* (0.009)	0.011 (0.009)	0.003 (0.011)
MANQUANT	-0.023** (0.003)	-0.009* (0.003)		-0.070** (0.003)	-0.027** (0.004)	
SOUS-SOLS						
Δ 1/0	-0.008* (0.003)	0.023** (0.002)	0.019** (0.003)	0.085** (0.003)	0.158** (0.003)	0.178** (0.003)
Δ 2+/1	0.003 (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.010 (0.006)	0.159** (0.006)	0.088** (0.006)	0.077** (0.007)
MANQUANT	0.024** (0.004)	0.015* (0.004)		0.035** (0.005)	0.038** (0.005)	
TYPE DE VOIE Réf: RUE						
BOULEVARD	-0.024** (0.003)	-0.025** (0.004)	-0.028** (0.004)	0.018** (0.003)	0.010* (0.004)	0.004 (0.005)
AVENUE	-0.009 (0.006)	-0.015* (0.007)	0.000 (0.000)	0.034** (0.006)	0.038** (0.008)	/ /
PLACE	0.063** (0.008)	0.075** (0.009)	0.045** (0.011)	0.095** (0.009)	0.105** (0.011)	0.054* (0.014)
PASSAGE	-0.082** (0.008)	-0.057** (0.009)	-0.045* (0.012)	-0.127** (0.008)	-0.078** (0.011)	-0.055** (0.014)
ALLEE	-0.143** (0.020)	-0.172** (0.019)	-0.156** (0.022)	-0.070* (0.028)	-0.097* (0.026)	-0.082* (0.030)
IMPASSE	-0.058** (0.010)	-0.022 (0.012)	-0.021 (0.015)	-0.128** (0.011)	-0.072** (0.014)	-0.072** (0.018)
SQUARE	0.067** (0.012)	0.072** (0.014)	0.061* (0.016)	0.173** (0.013)	0.154** (0.016)	0.153** (0.018)
MANQUANT	0.038** (0.005)	0.032** (0.006)		0.058** (0.005)	0.037** (0.007)	
OCCUPE						
OUI	-0.282** (0.003)	-0.245** (0.003)	-0.230** (0.004)	-0.286** (0.003)	-0.237** (0.004)	-0.227** (0.005)

QUARTIER	LARGE81S	LARGE95S	SMALL95S	LARGE81	LARGE95	SMALL95
Réf : quartier 01						
02	0.130** (0.018)	0.144** (0.019)	-0.023 (0.046)	0.186** (0.020)	-0.237** (0.004)	-0.031 (0.056)
03	0.210** (0.022)	0.244** (0.023)	0.107* (0.049)	0.218** (0.025)	0.223** (0.021)	0.058 (0.061)
04	0.303** (0.027)	0.346** (0.031)	0.235** (0.057)	0.364** (0.030)	0.319** (0.027)	0.332** (0.071)
05	0.319** (0.025)	0.305** (0.027)	0.112* (0.053)	0.392** (0.030)	0.512** (0.035)	0.187* (0.066)
06	0.037 (0.023)	0.068* (0.025)	-0.119* (0.050)	0.115** (0.026)	0.441** (0.031)	-0.096 (0.060)
07	-0.053* (0.018)	-0.014 (0.019)	-0.189** (0.046)	0.002 (0.021)	0.171** (0.028)	-0.162* (0.057)
08	-0.100** (0.017)	-0.074** (0.018)	-0.226** (0.045)	-0.137** (0.019)	0.063* (0.021)	-0.282** (0.056)
09	-0.027 (0.017)	0.002 (0.018)	-0.175* (0.045)	-0.031 (0.019)	-0.060* (0.020)	-0.208* (0.056)
10	0.023 (0.018)	0.066* (0.018)	-0.109* (0.046)	0.056* (0.020)	0.020 (0.020)	-0.123* (0.056)
11	0.201** (0.018)	0.255** (0.020)	0.105* (0.047)	0.258** (0.020)	0.118** (0.021)	0.086 (0.057)
12	0.062* (0.018)	0.074* (0.019)	-0.095* (0.046)	0.119** (0.020)	0.289** (0.022)	-0.088 (0.057)
13	0.146** (0.019)	0.190** (0.021)	0.012 (0.047)	0.211** (0.021)	0.157** (0.022)	-0.022 (0.058)
14	0.233** (0.018)	0.290** (0.019)	0.109* (0.046)	0.185** (0.020)	0.237** (0.023)	0.015 (0.056)
15	0.238** (0.018)	0.281** (0.019)	0.085 (0.046)	0.289** (0.020)	0.279** (0.021)	0.090 (0.057)
16	0.595** (0.021)	0.655** (0.025)	0.448** (0.052)	0.652** (0.024)	0.705** (0.028)	0.428** (0.065)
17	0.347** (0.017)	0.393** (0.019)	0.227** (0.046)	0.296** (0.019)	0.377** (0.021)	0.109 (0.056)
18	0.253** (0.017)	0.286** (0.018)	0.113* (0.045)	0.160** (0.019)	0.228** (0.020)	-0.036 (0.055)
19	0.319** (0.017)	0.359** (0.018)	0.187** (0.045)	0.287** (0.019)	0.346** (0.020)	0.087 (0.056)
20	0.354** (0.018)	0.392** (0.020)	0.228** (0.047)	0.353** (0.020)	0.431** (0.022)	0.166* (0.057)
21	0.471** (0.018)	0.514** (0.020)	0.327** (0.047)	0.490** (0.021)	0.554** (0.022)	0.270** (0.057)
22	0.484** (0.019)	0.521** (0.021)	0.341** (0.047)	0.467** (0.021)	0.594** (0.023)	0.314** (0.058)
23	0.401** (0.017)	0.422** (0.017)	0.241** (0.045)	0.420** (0.018)	0.462** (0.019)	0.192* (0.055)
24	0.529** (0.021)	0.587** (0.023)	0.402** (0.049)	0.584** (0.022)	0.693** (0.025)	0.439** (0.059)
25	0.491** (0.018)	0.538** (0.020)	0.383** (0.046)	0.572** (0.020)	0.639** (0.022)	0.401** (0.056)
26	0.446** (0.021)	0.478** (0.023)	0.355** (0.050)	0.563** (0.023)	0.610** (0.025)	0.392** (0.061)

	LARGE81S	LARGE95S	SMALL95S	LARGE81	LARGE95	SMALL95
27	0.390** (0.018)	0.400** (0.020)	0.258** (0.047)	0.432** (0.020)	0.493** (0.022)	0.214* (0.057)
28	0.384** (0.016)	0.413** (0.017)	0.234** (0.045)	0.384** (0.018)	0.442** (0.019)	0.130* (0.055)
29	0.528** (0.022)	0.506** (0.023)	0.225** (0.051)	0.810** (0.024)	0.799** (0.026)	0.419** (0.062)
30	0.279** (0.018)	0.282** (0.019)	0.113* (0.046)	0.463** (0.020)	0.464** (0.021)	0.208* (0.057)
31	0.252** (0.021)	0.242** (0.022)	0.064 (0.048)	0.346** (0.023)	0.391** (0.024)	0.136* (0.058)
32	0.132** (0.017)	0.152** (0.018)	-0.015 (0.045)	0.222** (0.019)	0.280** (0.020)	0.003 (0.055)
33	-0.051* (0.016)	-0.007 (0.017)	-0.182** (0.045)	-0.088** (0.018)	0.023 (0.018)	-0.256** (0.055)
34	-0.019 (0.023)	0.041 (0.026)	-0.118* (0.052)	0.054* (0.025)	0.199** (0.029)	-0.075 (0.062)
35	-0.131** (0.018)	-0.099** (0.018)	-0.275** (0.046)	-0.130** (0.020)	-0.023 (0.021)	-0.269** (0.056)
36	-0.100** (0.016)	-0.065* (0.017)	-0.241** (0.045)	-0.177** (0.018)	-0.076** (0.018)	-0.354** (0.055)
37	-0.271** (0.016)	-0.268** (0.017)	-0.441** (0.045)	-0.289** (0.018)	-0.237** (0.019)	-0.511** (0.055)
38	-0.244** (0.017)	-0.238** (0.017)	-0.401** (0.045)	-0.223** (0.019)	-0.160** (0.019)	-0.408** (0.055)
39	-0.206** (0.016)	-0.189** (0.017)	-0.372** (0.045)	-0.257** (0.018)	-0.181** (0.018)	-0.452** (0.055)
40	-0.298** (0.016)	-0.282** (0.016)	-0.461** (0.045)	-0.365** (0.018)	-0.291** (0.018)	-0.539** (0.055)
41	-0.228** (0.016)	-0.195** (0.016)	-0.375** (0.044)	-0.309** (0.018)	-0.233** (0.018)	-0.494** (0.054)
42	-0.111** (0.016)	-0.084** (0.016)	-0.235** (0.044)	-0.174** (0.018)	-0.104** (0.018)	-0.345** (0.054)
43	-0.111** (0.016)	-0.071** (0.016)	-0.240** (0.044)	-0.186** (0.017)	-0.094** (0.017)	-0.358** (0.054)
44	-0.109** (0.016)	-0.085** (0.016)	-0.248** (0.045)	-0.145** (0.018)	-0.098** (0.018)	-0.356** (0.055)
45	-0.047* (0.016)	-0.035* (0.017)	-0.205** (0.045)	-0.133** (0.018)	-0.106** (0.018)	-0.337** (0.055)
46	-0.081** (0.016)	-0.069** (0.016)	-0.247** (0.044)	-0.134** (0.017)	-0.126** (0.017)	-0.395** (0.054)
47	-0.142** (0.019)	-0.118** (0.021)	-0.252** (0.047)	-0.208** (0.022)	-0.171** (0.024)	-0.352** (0.058)
48	-0.088** (0.016)	-0.050* (0.017)	-0.221** (0.045)	-0.126** (0.018)	-0.043* (0.018)	-0.303** (0.055)
49	0.043* (0.018)	0.070* (0.019)	-0.102* (0.046)	-0.057* (0.019)	-0.021 (0.021)	-0.285** (0.056)
50	-0.216** (0.016)	-0.197** (0.017)	-0.360** (0.045)	-0.317** (0.018)	-0.287** (0.018)	-0.497** (0.055)
51	-0.110** (0.016)	-0.067** (0.016)	-0.233** (0.044)	-0.163** (0.018)	-0.091** (0.018)	-0.360** (0.054)
52	0.130** (0.017)	0.149** (0.018)	-0.015 (0.046)	0.061* (0.019)	0.118** (0.020)	-0.148* (0.056)
53	0.212** (0.017)	0.241** (0.018)	0.097* (0.046)	0.184** (0.019)	0.215** (0.020)	-0.001 (0.056)

	LARGE81S	LARGE95S	SMALL95S	LARGE81	LARGE95	SMALL95
54	0.069** (0.018)	0.049* (0.019)	-0.103* (0.046)	0.022 (0.020)	0.040 (0.021)	-0.199* (0.057)
55	0.060* (0.016)	0.068** (0.017)	-0.085 (0.045)	-0.013 (0.018)	0.026 (0.018)	-0.237** (0.055)
56	0.020 (0.016)	0.045* (0.016)	-0.134* (0.045)	-0.073** (0.018)	-0.027 (0.018)	-0.290** (0.054)
57	0.087** (0.015)	0.071** (0.016)	-0.106* (0.044)	0.046* (0.017)	0.049* (0.017)	-0.229** (0.054)
58	0.172** (0.016)	0.175** (0.016)	-0.010 (0.044)	0.135** (0.018)	0.166** (0.018)	-0.122* (0.054)
59	0.141** (0.016)	0.141** (0.016)	-0.030 (0.044)	0.108** (0.017)	0.133** (0.017)	-0.139* (0.054)
60	0.095** (0.016)	0.109** (0.016)	-0.062 (0.045)	0.062* (0.018)	0.092** (0.018)	-0.184* (0.054)
61	0.203** (0.016)	0.181** (0.016)	0.018 (0.044)	0.274** (0.017)	0.278** (0.017)	0.029 (0.054)
62	0.302** (0.016)	0.287** (0.016)	0.123* (0.045)	0.423** (0.018)	0.430** (0.018)	0.159* (0.054)
63	0.318** (0.016)	0.313** (0.017)	0.129* (0.045)	0.500** (0.018)	0.495** (0.018)	0.226** (0.055)
64	0.303** (0.017)	0.298** (0.017)	-0.095* (0.045)	0.452** (0.018)	0.483** (0.019)	0.153* (0.055)
65	0.182** (0.016)	0.192** (0.016)	0.026 (0.045)	0.206** (0.018)	0.239** (0.018)	-0.020 (0.055)
66	0.185** (0.016)	0.198** (0.017)	0.053 (0.045)	0.273** (0.018)	0.303** (0.018)	0.045 (0.055)
67	-0.012 (0.016)	0.008 (0.016)	-0.160* (0.044)	-0.085** (0.017)	-0.037* (0.017)	-0.296** (0.054)
68	-0.220** (0.016)	-0.230** (0.016)	-0.399** (0.044)	-0.336** (0.018)	-0.315** (0.018)	-0.567** (0.054)
69	-0.141** (0.015)	-0.122** (0.016)	-0.290** (0.044)	-0.195** (0.017)	-0.138** (0.017)	-0.394** (0.054)
70	-0.208** (0.015)	-0.199** (0.016)	-0.382** (0.044)	-0.294** (0.017)	-0.246** (0.017)	-0.519** (0.054)
71	-0.494** (0.016)	-0.486** (0.017)	-0.665** (0.045)	-0.594** (0.018)	-0.520** (0.019)	-0.794** (0.055)
72	-0.472** (0.017)	-0.492** (0.018)	-0.657** (0.045)	-0.554** (0.019)	-0.551** (0.020)	-0.816** (0.055)
73	-0.432** (0.016)	-0.439** (0.016)	-0.638** (0.045)	-0.498** (0.018)	-0.478** (0.018)	-0.763** (0.054)
74	-0.416** (0.018)	-0.396** (0.019)	-0.560** (0.046)	-0.514** (0.020)	-0.454** (0.022)	-0.695** (0.057)
75	-0.304** (0.016)	-0.321** (0.016)	-0.503** (0.044)	-0.344** (0.018)	-0.329** (0.018)	-0.605** (0.054)
76	-0.226** (0.016)	-0.195** (0.016)	-0.373** (0.044)	-0.281** (0.018)	-0.237** (0.018)	-0.491** (0.054)
77	-0.332** (0.016)	-0.301** (0.017)	-0.481** (0.045)	-0.404** (0.018)	-0.320** (0.018)	-0.599** (0.055)
78	-0.274** (0.016)	-0.275** (0.016)	-0.454** (0.044)	-0.330** (0.018)	-0.306** (0.018)	-0.575** (0.054)
79	-0.232** (0.016)	-0.203** (0.016)	-0.372** (0.044)	-0.281** (0.018)	-0.224** (0.018)	-0.476** (0.054)
80	-0.255** (0.016)	-0.240** (0.016)	-0.408** (0.044)	-0.315** (0.018)	-0.283** (0.018)	-0.534** (0.054)

* significatif à 5%

** significatif à 1/10 000

Tableau 4.9: RESULTATS DE LA REGRESSION HEDONIQUE SUR LES 4 QUARTIERS ET SUR LE QUARTIER DE CONTROLE (échantillon *Large81S*)

	Quartier36	Quartier 37	Quartier 70	Quartier 71	Quartier 72
TYPE D'APPARTEMENT Réf: Appartement standard					
STUDIO	0.097* (0.030)	0.071* (0.032)	0.053* (0.020)	0.100* (0.035)	0.086 (0.048)
DUPLEX	0.028 (0.055)	0.089 (0.058)	0.177** (0.030)	0.107 (0.057)	0.181* (0.065)
TRIPLEX	-0.159 (0.191)	-0.275 (0.323)	0.248 (0.129)	/	/
LOFT	/	0.283 (0.315)	0.044 (0.328)	/	/
ETAGE AVEC ASCENSEUR					
Δ 1/0	0.101* (0.034)	0.046 (0.042)	0.026 (0.020)	0.112* (0.042)	0.107* (0.046)
Δ 2/1	0.029 (0.024)	0.037 (0.025)	0.040* (0.014)	-0.027 (0.027)	-0.042 (0.028)
Δ 3/2	-0.021 (0.023)	-0.024 (0.025)	0.020 (0.015)	-0.001 (0.026)	0.040 (0.028)
Δ 4/3	0.011 (0.023)	0.055* (0.025)	0.016 (0.015)	0.005 (0.026)	0.024 (0.030)
Δ 5/4	0.017 (0.024)	0.013 (0.025)	0.011 (0.015)	0.056* (0.027)	-0.028 (0.031)
Δ 6/5	0.005 (0.025)	-0.058* (0.026)	-0.003 (0.016)	-0.002 (0.032)	0.025 (0.035)
Δ 7+/6	0.135* 0.101*	0.065 0.046	0.051* 0.026	0.062 0.112*	0.082* 0.107*
SANS ASCENSEUR					
Δ 1/0	-0.013 (0.058)	0.036 (0.063)	0.051 (0.028)	-0.061 (0.053)	-0.164* (0.058)
Δ 2/1	-0.020 (0.068)	0.098 (0.074)	0.010 (0.031)	0.119 (0.062)	0.148* (0.066)
Δ 3/2	0.028 (0.064)	-0.087 (0.070)	-0.005 (0.032)	-0.063 (0.062)	0.022 (0.068)
Δ 4/3	0.059 (0.063)	0.119 (0.067)	0.043 (0.035)	0.112 (0.070)	0.000 (0.072)
Δ 5/4	-0.078 (0.067)	0.032 (0.068)	0.019 (0.037)	-0.146 (0.075)	0.039 (0.077)
Δ 6/5	0.016 (0.066)	-0.178* (0.064)	0.035 (0.042)	0.315** (0.080)	0.044 (0.089)
Δ 7+/6	/	0.262 (0.315)	0.046 (0.119)	0.233 (0.190)	0.098 (0.311)
MANQUANT	0.096* (0.040)	-0.031 (0.051)	-0.001 (0.022)	0.027 (0.048)	0.157* (0.052)

	Quartier 36	Quartier 37	Quartier 70	Quartier 71	Quartier 72
EPOQUE DE CONSTRUCTION					
Réf : > 1991					
Δ 1981-1991 / >1991	0.151 (0.101)	0.167 (0.126)	-0.080 (0.067)	-0.176 (0.108)	0.116 (0.103)
Δ 1970-1980 /1981-1991	-0.008 (0.099)	0.044 (0.084)	0.056 (0.043)	0.021 (0.084)	0.027 (0.083)
Δ 1948-1969 /1970-1980	-0.041 (0.042)	-0.130* (0.040)	-0.084** (0.020)	-0.095* (0.036)	-0.015 (0.032)
Δ 1914-1947 /1948-1969	-0.017 (0.027)	0.016 (0.030)	0.034* (0.015)	-0.033 (0.026)	-0.101* (0.034)
Δ 1913-1850 /1914-1947	-0.026 (0.018)	-0.007 (0.020)	-0.039* (0.011)	-0.021 (0.019)	-0.046* (0.023)
Δ <1850 / 1913-1850	-0.012 (0.025)	-0.037 (0.035)	0.026 (0.024)	-0.072 (0.042)	0.019 (0.053)
Manquant	/	0.101 (0.112)	-0.041 (0.064)	-0.366* (0.121)	/
DELAI VENTE - CONSTRUCTION					
> 5 ans	0.453* (0.161)	0.598** (0.086)	0.131* (0.058)	-0.026 (0.101)	-0.055 (0.134)
NOMBRE DE PIECES					
Réf: 1 PIECE					
Δ 2/1	0.095* (0.036)	0.050 (0.040)	0.011 (0.023)	0.045 (0.041)	0.100 (0.056)
Δ 3/2	0.049* (0.020)	0.054* (0.021)	0.052** (0.012)	0.038 (0.022)	0.032 (0.024)
Δ 4/3	-0.045 (0.024)	0.010 (0.024)	0.017 (0.018)	0.002 (0.038)	-0.012 (0.034)
Δ 5/4	-0.011 (0.034)	-0.018 (0.035)	-0.017 (0.035)	0.005 (0.071)	0.009 (0.080)
Δ 6+/5	-0.026 (0.048)	-0.009 (0.054)	-0.061 (0.059)	-0.086 (0.115)	-0.616* (0.237)
MANQUANT	-0.032 (0.050)	-0.245** (0.051)	-0.101* (0.031)	-0.082 (0.054)	-0.213* (0.067)
SURFACE					
LN	1.077** (0.022)	1.051** (0.023)	1.096** (0.014)	1.139** (0.026)	0.973** (0.033)

	Quartier 36	Quartier 37	Quartier 70	Quartier 71	Quartier 72
SALLE DE BAINS					
Δ 1/0	0.141** (0.027)	0.142** (0.030)	0.147** (0.018)	0.184** (0.032)	0.126* (0.040)
Δ 2/1	-0.039 (0.048)	-0.007 (0.050)	-0.040 (0.035)	-0.037 (0.067)	-0.002 (0.063)
Δ 3/2	0.081 (0.167)	0.150 (0.129)	0.018 (0.126)	/	0.317 (0.253)
Δ 4+/3	/	/	-0.306 (0.356)	/	/
MANQUANT	0.025 (0.027)	0.040 (0.029)	0.024 (0.018)	0.094* (0.032)	-0.017 (0.041)
PLACES DE STATIONNEMENT					
Δ 1/0	0.072 (0.060)	0.096* (0.037)	0.066* (0.024)	0.074* (0.036)	0.039 (0.026)
Δ 2+/1	/	0.140 (0.161)	-0.198* (0.077)	-0.011 (0.166)	0.079 (0.104)
MANQUANT	-0.026 (0.022)	0.016 (0.022)	-0.029* (0.012)	-0.033 (0.023)	-0.005 (0.026)
SOUS-SOLS					
Δ 1/0	0.028 (0.020)	-0.040 (0.023)	0.013 (0.013)	-0.021 (0.027)	0.011 (0.030)
Δ 2+/1	0.018 (0.039)	0.017 (0.040)	-0.019 (0.025)	0.008 (0.047)	0.024 (0.046)
MANQUANT	0.048 (0.034)	-0.013 (0.039)	0.043 (0.023)	0.005 (0.046)	0.062 (0.057)
TYPE DE VOIE					
Réf : Rue					
Boulevard	-0.107* (0.033)	-0.072* (0.021)	-0.120** (0.014)	0.121* (0.047)	-0.375** (0.044)
Avenue	0.101 (0.071)	/	0.260 (0.329)	/	/
Place	0.066 (0.118)	0.269 (0.185)	0.304** (0.043)	0.127 (0.110)	0.167 (0.090)
Passage	/	/	-0.103* (0.030)	0.168 (0.192)	/
Allée	/	/	/	0.072 (0.142)	/
Impasse	-0.041 (0.039)	/	-0.340** (0.058)	-0.054 (0.056)	-0.028 (0.059)
Square	0.154 (0.083)	/	0.139* (0.065)	/	/
MANQUANT	-0.021 (0.064)	/	0.106* (0.039)	0.118* (0.056)	0.524 (0.303)
OCCUPE					
oui	-0.299** (0.023)	-0.308** (0.029)	-0.336** (0.015)	-0.316** (0.027)	-0.220** (0.028)

Tableau 5.1 - Liste de communes du Val d'Oise incluses dans l'échantillon

Code	Nom de la commune
com1	ARGENTEUIL
com2	ARNOUVILLE-LES-GONESSE
com3	AUVERS-SUR-OISE
com4	BEAUCHAMP
com5	BEAUMONT-SUR-OISE
com6	BESSANCOURT
com7	BEZONS
com8	CERGY
com9	CORMELLES-EN-PARISIS
com10	COURDIMANCHE
com11	DEUIL-LA-BARRE
com12	DOMONT
com13	EAUBONNE
com14	ENGHIEN-LES-BAINS
com15	ERAGNY
com16	ERMONT
com17	FOSSES
com18	FRANCONVILLE
com19	FRETTE-SUR-SEINE
com20	GARGES-LES-GONESSE
com21	GONESSE
com22	GOUSSAINVILLE
com23	HERBLAY
com24	ISLE-ADAM
com25	JOUY-LE-MOUTIER
com26	LUZARCHES
com27	MENUCOURT
com28	MERY-SUR-OISE
com29	MONTIGNY-LES-CORMELLES
com30	MONTMAGNY
com31	MONTMORENCY
com32	OSNY
com33	PARMAIN
com34	PLESSIS-BOUCHARD
com35	PONTOISE
com36	SAINT-BRICE-SOUS-FORET
com37	SAINT-GRATIEN
com38	SAINT-LEU-LA-FORET
com39	SAINT-OUEN-L'AUMONE
com40	SANNOIS
com41	SARCELLES
com42	SOISY-SOUS-MONTMORENCY
com43	SURVILLIERS
com44	TAVERNY
com45	VAUREAL
com46	VIARMES
com47	VILLIERS-LE-BEL

Tableau 5.5 - Définition des variables de localisation pour les maisons individuelles

Variable	Code	Nom de la commune
Communes1_M		
	com1	ARGENTEUIL
	com7	BEZONS
	com20	GARGES-LES-GONESSE
	com22	GOUSSAINVILLE
	com27	MENUCOURT
	com36	SAINT-BRICE-SOUS-FORET
Communes2_M		
	com2	ARNOUVILLE-LES-GONESSE
	com3	AUVÈRS-SUR-OISE
	com4	BEAUCHAMP
	com5	BEAUMONT-SUR-OISE
	com6	BESSANCOURT
	com8	CERGY
	com9	CORMELLES-EN-PARISIS
	com10	COURDIMANCHE
	com11	DEUIL-LA-BARRE
	com13	EAUBONNE
	com15	ERAGNY
	com16	ERMONT
	com17	FOSES
	com18	FRANCONVILLE
	com19	FRETTE-SUR-SEINE
	com21	GONESSE
	com23	HERBLAY
	com25	JOUY-LE-MOUTIER
	com26	LUZARCHES
	com28	MERY-SUR-OISE
	com29	MONTIGNY-LES-CORMELLES
	com30	MONTMAGNY
	com38	SAINT-LEU-LA-FORET
	com39	SAINT-OUEN-L'AUMONE
	com40	SANNOIS
	com41	SARCELLES
	com43	SURVILLIERS
	com44	TAVERNY
	com45	VAÛREAL
	com47	VILLIERS-LE-BEL
Communes3_M		
	com12	DOMONT
	com14	ENGHEN-LES-BAINS
	com24	ISLE-ADAM
	com31	MONTMORENCY
	com32	OSNY
	com33	PARMAIN
	com34	PLESSIS-BOUCHARD
	com35	PONTOISE
	com37	SAINT-GRATIEN
	com42	SOISY-SOUS-MONTMORENCY
	com46	VIARMES

Tableau 5.6 - Estimation du modèle de la surface (équation (5.1))

Variable	Coefficient (Ecart-Type)	Variable	Coefficient (Ecart-Type)
Constante_A	23,4238** (1,1094)	Constante_M	50,462** (1,7174)
appart standard (référence)	-	-	-
appart non standard_A	3,2317** (1,138)	-	-
époqueABC_A (référence) <1913-1947	-	époqueABC_M (référence) <1913-1947	-
époqueD_A (1948-1969)	3,2563** (1,1206)	époqueD_M (1948-1969)	-1,4799 (0,8312)
époqueE_A (1970-1980)	5,019** (0,6264)	époqueE_M (1970-1980)	2,0693* (0,8134)
époqueF_A (1981-1991)	0,4678 (0,6671)	époqueF_M (1981-1991)	-0,3475 (0,6924)
époqueGH_A (1992-2001)	-4,9455** (0,7102)	époqueGH_M (1992-2001)	-1,2732 (0,7438)
époque manquante_A	2,2254 (2,1179)	époque manquante_M	0,7047 (0,8176)
np1_A (référence)	-	np1_M et np2_M (référence)	-
np2_A	15,9669** (0,6695)	-	-
np3_A	17,0321** (0,5553)	np3_M	17,9629** (1,2848)
np4_A	14,3831** (0,5931)	np4_M	15,7161** (0,6355)
-	-	np5_M	12,9764** (0,4863)
-	-	np6_M	17,7858** (0,7759)
npsup_A	16,3971** (1,1805)	npsup_M	27,7388** (1,6132)
saldbl_A (référence)	-	saldbl_M (référence)	-
saldbsup_A	5,0775** (1,5936)	saldbsup_M	14,4832** (0,6669)
saldb manquante_A	-3,7492* (1,5489)	saldb manquante_M	-1,7242 (1,5243)
appart non standard_A972	-0,5058 (1,2483)	-	-
époqueD_A972	-0,3943 (1,2113)	-	-
époqueE_A972	0,7664 (0,6697)	-	-
époqueF_A972	0,6906 (0,7069)	-	-
époqueGH_A972	1,3441 (0,7542)	-	-

Tableau 5.6 - Estimation du modèle de la surface (équation (5.1)) suite

Variable	Coefficient (Ecart-Type)	Variable	Coefficient (Ecart-Type)
époque manquante_A972	-0,327 (0,3563)		
np2_A972	0,5127 (0,7181)	-	
np3_A972	0,9719 (0,5947)	-	
np4_A972	-0,5429 (0,6324)	-	
npsup_A972	0,4723 (1,2929)	-	
saldbsup_A972	2,0585 (1,6961)	-	
saldb manquante_A972	1,7828 (1,6309)	-	
-		communes1_M (référence)	
com34_A	-7,3666** (1,0223)	communes2_M	2,2091** (0,2796)
com37_A	-5,1589** (1,085)	communes3_M	6,6711** (0,4165)
com34_A972	4,066** (1,0941)	-	
com37_A972	1,8784 (1,1822)	-	
q961_A référence		q961_M référence	
q962_A	-0,0647 (0,5376)	q962_M	0,1648 (1,4139)
q971_A	0,3973 (0,5764)	q971_M	-0,3759 (1,5348)
q972_A	-2,9602* (1,1813)	q972_M	-1,3865 (1,3683)
q981_A	-3,3883** (1,1946)	q981_M	-1,8841 (1,47)
q982_A	-3,6965** (-1,1858)	q982_M	-1,733 (1,3638)
q991_A	-3,0707** (1,1768)	q991_M	-2,121 (1,371)
q992_A	-3,1778** (1,1797)	q992_M	-0,8 (1,353)
q001_A	-2,8018* (1,1859)	q001_M	0,2433 (1,3818)
q002_A	-3,3298** (1,1798)	q002_M	-0,9285 (1,3975)
q011_A	-3,382** (1,1741)	q011_M	-0,5943 (1,4378)
q012_A	-3,4841** (1,1824)	q012_M	-1,4279 (1,4453)

Tableau 5.8 : Estimation de la fonction des prix hédoniques par type de logement (appartement/maison)

	Equation pour les appartements	Equation pour les maisons	Equation pour les appartements (surface corrigée)
Nombre d'observations	13 941	9 753	13 941
R² ajusté	0,7221	0,67	0,7219
CONSTANTE	7,8519** (0,0494)	8,5482** (0,0644)	7,8868** (0,0487)
SEMESTRE Réf:1996-1			
Δ 1996-2/1996-1	-0,0446** (0,0124)	0,0277* (0,0138)	-0,045** (0,0125)
Δ 1997-1/1996-2	-0,0123 (0,0121)	-0,0063 (0,0134)	-0,0129 (0,0121)
Δ 1997-2/1997-1	0,0085 (0,0115)	0,0224 (0,0128)	0,0137 (0,0115)
Δ 1998-1/1997-2	-0,0306** (0,0097)	0,0042 (0,0115)	-0,0305** (0,0097)
Δ 1998-2/1998-1	0,0151 (0,0095)	0,0143 (0,0108)	0,0150 (0,0095)
Δ 1999-1/1998-2	0,0068 (0,0084)	0,0268** (0,0093)	0,0069 (0,0084)
Δ 1999-2/1999-1	0,0332** (0,0079)	0,0431** (0,009)	0,0332** (0,0079)
Δ 2000-1/1999-2	0,0307** (0,0075)	0,0305** (0,0093)	0,0308** (0,0075)
Δ 2000-2/2000-1	0,0072 (0,0079)	0,056** (0,0099)	0,0071 (0,0079)
Δ 2001-1/2000-2	0,0356** (0,0079)	0,0049 (0,01)	0,0357** (0,0079)
Δ 2001-2/2001-1	0,0508** (0,0081)	0,041** (0,011)	0,0507** (0,0081)
APPARTEMENT NON STANDARD	0,0341** (0,0083)	- -	0,0339** (0,0083)
AGE DE CONSTRUCTION Réf: <1913-1947			
Δ 1948-1969/ <1913-1947	-0,0226* (0,0096)	0,0389** (0,0089)	-0,0228* (0,0096)
Δ 1970-1980/ 1948-1969	0,0259** (0,0057)	-0,0234** (0,0082)	0,0259** (0,0057)
Δ 1981-1991/ 1970-1980	0,0958** (0,0064)	0,0091 (0,0069)	0,0957** (0,0064)
Δ 1992-2001/ 1981-1991	0,1084** (0,0102)	0,0586** (0,0111)	0,1084** (0,0102)
MANQUANT	-0,1847** (0,0113)	-0,0838** (0,0110)	-0,1846** (0,0113)

	Equation pour les appartements	Equation pour les maisons	Equation pour les appartements (surface corrigée)
ETAGE			
AVEC ASCENSEUR			
Δ 1/0	0,0257** (0,0066)	-	0,0260** (0,0066)
Δ 2/1	0,0167** (0,0061)	-	0,0165** (0,0061)
Δ 3/2	-0,0053 (0,0063)	-	-0,0053 (0,0063)
Δ 4/3	-0,0244** (0,0076)	-	-0,0244** (0,0076)
Δ 5+/4	-0,0536** (0,0085)	-	-0,0537** (0,0086)
SANS ASCENSEUR			
Δ 1/0	0,0129 (0,0119)	-	0,0129 (0,0119)
Δ 2/1	0,0201 (0,0127)	-	0,0201 (0,0127)
Δ 3/2	-0,0175 (0,0148)	-	-0,0175 (0,0148)
Δ 4/3	-0,0304 (0,0287)	-	-0,030 (0,0213)
Δ 5+/4	-0,0166 (0,0083)	-	-0,0164 (0,0287)
MANQUANT	0,0081 (0,0097)	-	0,0081 (0,0097)
SURFACE			
LN	0,7710** (0,0144)	0,6347** (0,0149)	0,7527** (0,0144)
NOMBRE DE PIECES			
Δ 2/1	0,0274** (0,0098)	-	0,0267** (0,0098)
Δ 3/2	0,0037 (0,0069)	0,1049** (0,023)	0,0039 (0,0069)
Δ 4/3	-0,0076 (0,0054)	0,0347** (0,0069)	-0,0074 (0,0054)
Δ 5/4	-	0,0129* (0,0056)	-
Δ 6/5	-	0,0432** (0,0068)	-
PIECE SUPPLEMENTAIRE	-0,0172 (0,0091)	0,0508** (0,0109)	-0,0168 (0,0091)
SALLE DE BAINS			
Δ 2+/1	0,0748** (0,01)	0,0724** (0,0058)	0,0749** (0,01)
MANQUANT	-0,0441** (0,0121)	-0,1489** (0,0238)	-0,0439** (0,0121)
PLACE DE STATIONNEMENT			
Δ 1/0	0,0712* (0,0353)	0,0618* (0,0251)	0,0713* (0,0353)
Δ 2+/1	0,0576** (0,0082)	0,0336 (0,0089)	0,0574** (0,0082)
MANQUANT	-0,0404** (0,0086)	-0,0368** (0,0115)	-0,0407** (0,0086)

	Equation pour les appartements	Equation pour les maisons	Equation pour les appartements (surface corrigée)
SOUS-SOLS			
$\Delta_{1/0}$	0,0333** (0,0095)	0,0274** (0,0014)	0,0332** (0,0095)
$\Delta_{2+/1}$	0,0185* (0,0061)	0,0112* (0,0059)	0,0185* (0,0061)
MANQUANT	-0,0003 (0,0067)	0,0001 0,0055	-0,0002 (0,0067)
TYPE DE VOIE Réf: RUE			
BOULEVARD	0,0233* (0,0095)	-0,0177 (0,0176)	0,0232* (0,0095)
AVENUE	0,0114 (0,0061)	0,0191* (0,0083)	0,0115 (0,0061)
PLACE	-0,034** (0,01)	-0,0939** (0,0131)	-0,033** (0,01)
PETITE RUE	-0,0458** (0,0084)	-0,0219** (0,0071)	-0,0458** (0,0084)
SQUARE	-0,0695** (0,0135)	-	-0,0694** (0,0135)
MANQUANT	-0,0064 (0,0055)	-0,0182** (0,0071)	-0,0065 (0,0055)
OCCUPE			
OUI	-0,1326** (0,0122)	-0,1788** (0,0215)	-0,1329** (0,0122)
DELAI VENTE- CONSTRUCTION			
(>5 years)	0,0282** (0,0095)	0,0819** (0,0114)	0,0291** (0,0095)
COMMUNE Réf : commune 01			
02	0,0370 (0,0227)	-0,1346** (0,0207)	0,0369 (0,0227)
03	0,2059** (0,0447)	0,0383 (0,0222)	0,2054** (0,0447)
04	0,2831** (0,0160)	0,1447** (0,0199)	0,2833** (0,0160)
05	0,0972** (0,0177)	-0,1384** (0,024)	0,0967** (0,0177)
06	0,0869* (0,0350)	0,0427* (0,0194)	0,0870* (0,0351)
07	0,0824** (0,015)	0,0633** (0,0165)	0,0823** (0,015)
08	0,0892** (0,0104)	-0,1078** (0,015)	0,0893** (0,0104)
09	0,2470** (0,0155)	0,1114** (0,0141)	0,2467** (0,0155)
10	0,0908** (0,0135)	0,0027 (0,0196)	0,0900** (0,0135)
11	0,1812** (0,0156)	0,0623** (0,0213)	0,1812** (0,0156)
12	0,1166** (0,0228)	0,0015 (0,0261)	0,1165** (0,0179)
13	0,2101** (0,0128)	0,2149** (0,0228)	0,2101** (0,0128)

	Equation pour les appartements	Equation pour les maisons	Equation pour les appartements (surface corrigée)
14	0,5262** (0,0170)	0,3724** (0,0448)	0,5261** (0,0171)
15	0,1440** (0,0134)	-0,0751** (0,0156)	0,1439** (0,0134)
16	0,1649** (0,0139)	0,1589** (0,0231)	0,1650** (0,0139)
17	0,0590 (0,0444)	-0,2195** (0,015)	0,0586 (0,0445)
18	0,1276** (0,0102)	0,0912** (0,0163)	0,1274** (0,0102)
19	0,3647** (0,0298)	0,1582** (0,0262)	0,3662** (0,0299)
20	-0,3670** (0,0169)	-0,1558** (0,0242)	-0,3671** (0,0169)
21	0,0147 (0,0184)	-0,2218** (0,0167)	0,0146 (0,0184)
22	-0,0250 (0,0355)	-0,2486** (0,025)	-0,0256 (0,0355)
23	0,2740** (0,0130)	0,1002** (0,0126)	0,2739** (0,0130)
24	0,3097** (0,0161)	0,1373** (0,0177)	0,3096** (0,0161)
25	0,0825** (0,0192)	-0,2017** (0,0162)	0,0819** (0,0192)
26	0,2243** (0,0356)	0,0179 (0,0224)	0,2283** (0,0353)
27	0,1227* (0,0509)	-0,1** (0,0162)	0,1221* (0,0508)
28	0,1608** (0,0250)	0,0017 (0,0185)	0,1606** (0,0250)
29	-0,1077** (0,0157)	0,0401** (0,016)	-0,1077** (0,0157)
30	0,0167 (0,0174)	-0,0337 (0,0264)	0,0173 (0,0174)
31	0,4197** (0,0146)	0,2614** (0,0277)	0,4198** (0,0146)
32	0,0886** (0,0249)	-0,0599** (0,0186)	0,0883** (0,0249)
33	0,0720 (0,0460)	-0,0706** (0,0189)	0,0728 (0,0459)
34	0,2820** (0,0130)	0,1247** (0,017)	0,2821** (0,0130)
35	0,1274** (0,0145)	0,0228 (0,0239)	0,1273** (0,0145)
36	0,1185** (0,0152)	0,0069 (0,0149)	0,1184** (0,0152)
37	0,1934** (0,0157)	0,1894 (0,0282)	0,1933** (0,0157)
38	0,2511** (0,0143)	0,1274** (0,0152)	0,2514** (0,0143)
39	0,0330* (0,0154)	-0,073** (0,0149)	0,0327* (0,0155)
40	0,1317** (0,0124)	0,1178** (0,0164)	0,1317** (0,0124)
41	-0,1625** (0,0151)	-0,1766** (0,0298)	-0,1622** (0,0151)
42	0,2001** (0,0195)	0,1829** (0,0251)	0,1997** (0,0195)
43	0,1099** (0,0178)	-0,2605** (0,0297)	0,1101** (0,0178)

	Equation pour les appartements	Equation pour les maisons	Equation pour les appartements (surface corrigée)
44	0,1477** (0,0108)	0,0649** (0,0128)	0,1477** (0,0108)
45	0,0194 (0,0225)	-0,1113** (0,015)	0,0208 (0,0227)
46	0,1935** (0,0445)	-0,0429* (0,0202)	0,1920** (0,0447)
47	-0,2246** (0,0166)	-0,1904** (0,0226)	-0,2247** (0,0166)

* significatif à 5%

** significatif à 1/10 000