

LA RÉNOVATION DE LA GOUTTE D'OR EST-ELLE UN SUCCÈS ?

Un diagnostic à l'aide d'indices de prix immobilier

Fabrice Barthélémy, Alessandra Michelangeli, Alain Trannoy

La Documentation française | « Economie & prévision »

2007/4 n° 180-181 | pages 107 à 126

ISSN 0249-4744

Article disponible en ligne à l'adresse :

<http://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2007-4-page-107.htm>

Pour citer cet article :

Fabrice Barthélémy *et al.*, « La rénovation de la Goutte d'Or est-elle un succès ? Un diagnostic à l'aide d'indices de prix immobilier », *Economie & prévision* 2007/4 (n° 180-181), p. 107-126.

Distribution électronique Cairn.info pour La Documentation française.

© La Documentation française. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

La rénovation de la Goutte d'Or est-elle un succès ? Un diagnostic à l'aide d'indices de prix immobilier

Fabrice Barthélémy^(*)

Alessandra Michelangeli^(**)

Alain Trannoy^(***)

Dans toutes les grandes villes, après un certain processus historique, un quartier concentre des problèmes de pauvreté, de chômage, tout en étant le témoin de commerce illicite et de phénomènes de délinquance. Cette paupérisation s'accompagne d'une dégradation progressive des conditions de logement. Un tel processus s'est déroulé pendant des décennies dans le quartier de la Goutte d'Or avant qu'une prise de conscience amène la ville de Paris à lancer, à partir de 1985, une politique de rénovation avec l'appui de grandes institutions financières françaises. 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. 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. Nous procédons à une estimation du gain en valorisation associée à ce type d'opération, toujours en cours pour la partie nord du quartier.

Nous adoptons d'abord le point de vue plus global du marché immobilier parisien en mobilisant une base de données qui contient des informations sur les prix de transaction de l'immobilier résidentiel pour l'ensemble des arrondissements de Paris de 1981 à 2001. Les régressions hédoniques qui cherchent à expliquer le prix du logement et son évolution comportent, en plus des caractéristiques privées du logement, des variables muettes temporelles et des variables muettes géographiques selon un découpage de Paris en 80 quartiers administratifs. Ces dernières sont censées capter l'ensemble des aménités urbaines propre au quartier qui joue un rôle dans la valorisation du logement (localisation par rapport aux centres de la ville, équipements publics, agrément historique culturel et récréatif, qualité du voisinage). Nous exploitons les résultats de ces régressions hédoniques pour construire et comparer l'évolution d'indices de prix hédoniques selon l'échelon géographique pertinent, Paris, ou chacun des 80 quartiers. L'indice hédonique ainsi construit pour l'ensemble de Paris réplique d'assez près l'évolution de l'indice des prix Notaires-Insee sur la période 1995-2001.

(*) Thema, Université de Cergy-Pontoise.

(**) Econpublica, Université Bocconi, Italie.

E-mail: alessandra.michelangeli@unibocconi.it

(***) EHESS, Idep-Greqam.

E-mail: alain.trannoy@eco.u-cergy.fr

Nous remercions Anne Laferrère, John Quigley, Nancy Wallace et deux rapporteurs anonymes pour des commentaires. Nous remercions la Chambre des notaires de Paris de nous avoir permis d'utiliser leur base primaire ainsi que la CDC et le ministère de la recherche (Programme ACIV) pour leur soutien. Les idées exprimées ici n'engagent pas ces institutions.

Nous apportons une réponse à deux questions que l'on peut se poser 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 eu un impact décelable à l'échelle d'un quartier ? Deuxièmement, cette rénovation a-t-elle eu un impact local, c'est-à-dire, un impact sur la valorisation de certains logements situés en proximité de la zone rénovée ?

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 été opérée avec celle du "quartier traité". Notre choix pour le quartier de contrôle s'est porté sur le quartier de La Chapelle qui est voisin de celui de la Goutte d'Or et comparable en terme de composition sociale et de valorisation immobilière. L'information marquante est qu'au terme de la période d'étude, l'année 2001, l'indice des prix du quartier de la Goutte d'Or termine au diapason de l'indice des prix parisien et un peu au dessus de celui du quartier de contrôle. À partir de cette constatation, il s'avère difficile de conclure à un impact durable sur les valeurs immobilières de l'opération de rénovation.

La réponse à la question locale est cependant plus encourageante. Nous estimons comment a évolué l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix individuel du logement situé dans le quartier de la Goutte d'Or pour quatre sous-périodes, avant la rénovation période (1982-1984), pendant la rénovation, (1985-1991) et (1992-1997) et après la rénovation (1998-2001). L'éloignement est mesuré par la distance euclidienne. En effet, un éloignement d'un kilomètre du centre de la zone rénovée entraînait toutes choses égales par ailleurs un surcroît de valorisation d'environ 140% pendant la période 1982-1984, c'est-à-dire avant la rénovation. Ce surcroît de valorisation demeure mais son amplitude a considérablement diminué pour ne plus représenter qu'entre 40% et 60% pour les trois autres sous-périodes.

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 l'impact global est très douteux et il n'est pas sûr que les répercussions soient très durables. Seule la disposition de données sur une période plus récente permettrait de confirmer ces premières estimations.

Objet

Lorsqu'elle amène à une détérioration des conditions de vie préjudiciable à la santé ou à la sécurité des populations qui y vivent, la mutation des quartiers des grandes villes rend souvent nécessaire l'intervention des pouvoirs publics pour stopper une telle évolution et renverser le cours des choses. Une politique de rénovation urbaine suppose des investissements publics, qui peuvent d'ailleurs être accompagnés par des investissements de nature privée, et comme pour toute politique publique, il est légitime de s'interroger sur son efficacité. Une telle évaluation est particulièrement difficile à mener dans toute sa globalité, tant une ville présente de multiples facettes, habitat, emploi, sécurité, culture, transports, etc. À supposer que l'on réussisse à étudier toutes ses dimensions, il resterait encore à agréger ces informations, lorsqu'elles ne pointent pas dans les mêmes directions. *A contrario*, une vision unidimensionnelle à partir d'une variable qui synthétise beaucoup d'informations, le prix du logement, présente d'évidentes faiblesses, tout en présentant cependant un avantage considérable, celui de la simplicité et de l'opérationnalité. L'idée sous-jacente se formule aisément. Un quartier en grande difficulté est un quartier repoussoir pour les acquéreurs et, en conséquence, les prix du logement doivent y être déprimés par rapport à ceux du reste de la ville, puisque selon la théorie microéconomique, les prix du logement capitalisent l'ensemble des caractéristiques du quartier. Une rénovation urbaine se donne pour objectif de rendre plus attractif le quartier en jouant sur telle ou telle caractéristique du quartier, rénovation de l'habitat, amélioration de la voirie et de l'accessibilité aux transports publics, offre culturelle, sportive, présence d'espaces verts, etc. On peut donc raisonnablement énoncer que ces améliorations doivent se traduire par une évolution positive des prix dans le quartier rénové, en raisonnant toutes choses égales par ailleurs. Bien sur, la valorisation par le marché du logement de l'opération d'urbanisme n'est qu'un indicateur parmi d'autres, et il serait imprudent de conclure hâtivement au succès d'une telle opération à la seule vue de l'évolution des prix de marché. Cela ne serait vrai que dans des conditions idéales de concurrence pure et parfaite du marché du logement et de distribution optimale des revenus par rapport à une fonction de bien-être social de type Bergson-Samuelson, comme l'établissent Kanemoto (1988) et Scotchmer (1985) où le prix hédonique d'une aménité publique peut être interprétée comme la valeur marginale sociale. Ceci étant dit, nous pouvons quand même retenir l'idée selon laquelle la valorisation par le marché est une condition

nécessaire sans être suffisante du succès d'une opération d'urbanisme.

Cet article s'attache à développer une méthodologie qui permette d'apprécier la valorisation par le marché du logement d'opérations spécifiques de réhabilitation urbaine. Il s'appuie sur la méthode hédonique d'évaluation marchande des biens différenciés, ici le logement. Sur le plan théorique, l'article pionnier de Rosen (1974) a replacé l'approche hédonique, qui s'était développée empiriquement d'une façon spontanée (Waugh, 1929 ; Griliches, 1961), dans le cadre de la théorie microéconomique de l'équilibre entre l'offre et la demande de biens différenciés. Il distingue une première étape, où on cherche simplement à estimer la relation entre le prix d'équilibre et les différentes caractéristiques du bien, d'une seconde étape, plus ambitieuse puisque ce sont les paramètres des fonctions de demande et d'offre qui deviennent les inconnues. La plupart des études, comme celle-ci d'ailleurs, s'en tient à la première étape pour des raisons tenant aux données et à des problèmes d'identification. Comme exemples récents d'application empirique de la méthode hédonique à des données françaises, on peut citer Hoesli et Thion (1995), Maleyre (1995), Hoesli *et alii* (1997), Calcoen *et alii* (2003), Laferrère (2003), Paris (2003), Paty et Kazmierczak (2003), Bono et Gravel (2004), Cavailles (2005).

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.

Notre attention s'est focalisée sur les opérations de rénovation entreprises dans le quartier de la “Goutte d'Or” situé 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 a toujours gardé sa vocation première d'accueil de populations inscrites dans un parcours migratoire et s'est forgé au gré des vagues successives d'immigration qu'a connu la France depuis un siècle et demi. Alsaciens, Polonais, Autrichiens puis Portugais, Espagnols, Italiens, jusque dans les années 1930, la deuxième moitié du 20^{ème} siècle a vu s'installer une importante communauté de personnes originaires du Maghreb et d'Afrique sub-saharienne”⁽²⁾. D'après le recensement de la population Insee de 1999, la

Goutte d'Or compte 32,6% d'étrangers soit deux fois plus qu'à Paris. Dans le quartier, en 1999, le taux de chômage dépasse les 20% contre 12% pour la moyenne parisienne et 17% dans le 18^{ème} arrondissement.

Nous ne disposons pas de données sur le taux de criminalité dans le quartier, mais la chronique des journaux témoigne que *“la Goutte d'Or est un des derniers secteurs populaires de la ville où la pauvreté et la situation précaire des populations qui habitent le quartier sont également source de tensions sociales liées à la drogue et la prostitution qui y sévissent”*⁽³⁾. 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⁽⁴⁾. 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 (voir figure 1.a en annexe), qui correspond au quartier de la Goutte d'Or,⁽⁵⁾ illustre les deux zones du quartier intéressées par les travaux de renouvellement dans les périodes précisées ci-dessus.

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”, entendu comme une valorisation du prix du logement, 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. Nous ne sommes pas en mesure toutefois d'affecter le gain de valorisation à tel ou tel pan de la rénovation urbaine car il faudrait pour cela disposer de données portant sur plusieurs rénovations urbaines.

Pour répondre à la question posée, il était envisagé initialement de développer une méthodologie combinant l'approche hédonique et celle qui utilise les ventes répétées en se focalisant uniquement sur

les données de transaction concernant ce quartier. En raison du faible nombre de ventes répétées dans la Goutte d'Or, nous avons ignoré l'aspect répété des ventes pour mesurer l'impact de la rénovation et donc nous utilisons des techniques de régression hédoniques classiques. Les logements vendus plusieurs fois sont considérés comme des logements différents.

Étant donné que l'analyse hédonique s'intéresse à la réalisation des équilibres offres-demandes, la mobilisation d'une base de données qui donne des prix de transactions semble totalement pertinente. À cet égard, la base primaire des Notaires de Paris, qui contient des informations sur les prix de transaction de l'immobilier résidentiel pour l'ensemble des arrondissements depuis 1981, présente des avantages évidents. Le nombre de transactions enregistrées est énorme, environ 450 000, mais dans une large mesure, elle demande à être traitée soigneusement sur un plan proprement statistique. Par rapport à des études précédentes qui prennent appui sur toute ou partie de cette base de données, Meese et Wallace (1999) et Maurer *et alii* (2004), cette présente étude se différencie par une attention toute particulière aux données manquantes.

Dans la première partie, nous détaillons la méthodologie utilisée. Dans la deuxième partie, nous nous interrogeons sur un possible biais de sélection, tandis que les résultats concernant la dynamique des prix immobiliers Parisiens sont rassemblés dans la partie suivante. L'exploitation des résultats tant au niveau du quartier qu'à l'intérieur du quartier pour apprécier la politique de rénovation urbaine fait l'objet de la dernière partie.

Méthodologie

Nous rappelons la méthodologie de construction d'un indice de prix hédonique⁽⁶⁾, 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.

Indice hédonique de prix des ventes immobilières

Notre indice de prix est construit selon l'approche hédonique standard avec l'introduction de variables muettes temporelles (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 pour l'ensemble du marché parisien où sauf explicitement mentionné⁽⁷⁾, la variable dépendante est le logarithme du prix de vente,

$$(1) \ln P_{it} = \alpha + \zeta \ln S_i + \sum_{k=1}^K \sum_{l=2}^{L_k} \beta_{kl} x_{ikl} + \sum_{j=2}^J \delta_j l_{ij} + \sum_{\tau=2}^T \phi_\tau s_{i\tau} + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

avec

- P_{it} la valeur du logement i vendu à la période t ;
- S_i la surface du logement i ;
- x_{ikl} une variable muette valant 1 si le logement i possède la $l^{\text{ième}}$ modalité de la $k^{\text{ième}}$ caractéristique privée du logement i ;
- l_{ij} une variable muette valant 1 si le logement i est situé dans le quartier j ;
- $s_{i\tau}$ une variable indicatrice valant 1 pour toutes les années antérieures ou égales à t .

L'hypothèse importante que capture cette spécification est que les effets temporels ne passent que par l'intermédiaire d'un effet temporel ϕ_t . Tous les autres coefficients de la régression sont indépendants du temps. Il est donc supposé que l'impact de chaque caractéristique privée, décrite par des variables muettes, à l'exception naturellement de la surface, ne change pas au cours du temps (coefficient β_{kl}), une fois que nous avons contrôlé pour les effets temporels. Le coefficient fournit une estimation de la valorisation implicite par le marché de la $l^{\text{ième}}$ modalité de la $k^{\text{ième}}$ caractéristique privée du logement.

S'agissant de l'impact de la variable surface, nous avons suivi Diewert (2003) qui recommande d'utiliser la même forme fonctionnelle pour la variable continue et la variable dépendante pour pouvoir tester l'hypothèse de rendements d'échelle constants. L'effet de la surface est donc capté par son logarithmique, et si le coefficient ζ (qui s'interprète comme l'élasticité du prix à la surface) est égal à 1, les rendements d'échelle du prix par rapport à la surface sont constants.

La valeur du coefficient δ_j capture un effet fixe du quartier j par rapport au quartier de référence, le quartier numéroté 1 qui correspond au quartier de Saint-Germain l'Auxerrois. Cet effet fixe agrège l'effet de toutes les caractéristiques d'environnement et d'aménités publiques qui contribuent à la qualité de vie dans le quartier j . Dans cette spécification, l'indicateur du quartier (80 quartiers d'une moyenne de 1 km²) est donc supposé constant au cours de la période d'étude.

Notre modélisation des effets temporels diffère légèrement, sur un plan purement formel, de la

pratique usuelle,⁽⁸⁾ 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 du prix du logement survenu l'année t . Pour rendre transparent ce point, considérons un logement de mêmes caractéristiques et situé dans le même quartier mais vendu l'année $t - 1$ au lieu de l'année t . Par construction, nous écrivons (une valeur estimée est surmontée d'un chapeau),

$$\ln \hat{P}_{it} - \ln \hat{P}_{it-1} = \hat{\phi}_t, \quad \text{pour tout } i, \text{ et } t \geq 2$$

ou d'une manière équivalente :

$$\frac{\hat{P}_{it}}{\hat{P}_{it-1}} = \exp(\hat{\phi}_t), \quad \text{pour tout } i, t \geq 2$$

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 $I_1 = 100$.

Étendre 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 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.

L'évaluation de l'impact d'une rénovation urbaine sur les prix immobiliers

Admettons maintenant qu'une politique de rénovation affecte le quartier désigné ci-dessous sous le nom de "quartier traité" en t^* . Notre méthodologie suppose que les prix *ex ante* sont exogènes à l'opération de rénovation. En l'absence de cette hypothèse, si les prix *ex ante* étaient influencés par un processus d'anticipation de l'opération de rénovation, notre méthodologie devrait être repensée⁽⁹⁾.

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 eu 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.

Impact global

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 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. Cette dernière exigence est particulièrement importante, si nous voulons tenir compte de l’impact potentiel d’autres rénovations effectuées dans d’autres quartiers que les quartiers étudiés. On a besoin en effet de supposer qu’une rénovation qui serait intervenue pendant la période considérée, par exemple dans le 13^{ème} arrondissement (Bercy), aurait affecté de la même manière le quartier de la Goutte d’Or et le quartier de contrôle. Par contre, on ne suppose pas, car il n’y a pas lieu de le faire, que la politique d’aménagement urbain dans Paris n’a pas eu d’effets, il suffit de poser que les externalités (provenant des autres quartiers) sont les mêmes dans la zone géographique étudiée. Il nous semble que la petite superficie des quartiers rend plausible cette hypothèse en première approximation.

Pour mettre en oeuvre cette comparaison, nous avons recours à deux types d’estimation. Elles diffèrent quant à l’hypothèse faite sur la variabilité des coefficients des caractéristiques privées en fonction du quartier. La première spécification repose sur l’hypothèse d’une invariance des coefficients en fonction du quartier, alors que la seconde s’en affranchit. On pourrait conclure hâtivement que la seconde procédure est en tout point préférable. Tel n’est pas le cas car elle ne permet pas de tester l’hypothèse d’une différence d’évolution du prix du quartier par rapport à l’évolution parisienne, alors que la première procédure, elle, permet de le faire. Celle-ci consiste, en effet, à ajouter à la spécification (1) testée sur Paris une variable explicative, l’interaction entre le quartier et la date de vente, soit :

$$(2) \ln P_{it} = \alpha + \zeta \ln S_i + \sum_{k=1}^K \sum_{l=2}^{L_k} \beta_{kl} x_{ikl} + \sum_{j=2}^J \delta_j l_{ij} + \sum_{\tau=2}^T \phi_{\tau} s_{i\tau} + \sum_{j=1}^J \sum_{\tau=2}^T \gamma_{j\tau} m_{ij\tau} + \varepsilon_{it}$$

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

avec

– $m_{ij\tau}$ une variable indicatrice valant 1 si le logement i localisé dans le quartier j a été vendu à une période t égale ou postérieure à τ .

L’indice de prix du quartier s’obtient en combinant les paramètres ϕ_{τ} et $\gamma_{j\tau}$. En effet, en procédant comme plus haut nous estimons un premier indice de

prix par quartier \hat{I}_{jt} construit par récurrence selon la formule suivante :

$$\hat{I}_{jt}^1 = \hat{I}_{jt-1}^1 \exp(\hat{\phi}_t + \hat{\gamma}_{jt}), \quad t = 2, \dots, T; j = 1, \dots, J$$

en commençant par $I_{j1}^1 = 100$.

La significativité ou non significativité des différences d’évolution par quartier est donnée par un test sur la significativité des coefficients $\gamma_{j\tau}$. Si l’indice du quartier traité présente une évolution significativement différente de celle du quartier de contrôle, nous la mettons sur le compte de la rénovation.

Dans la deuxième méthode, nous ne contraignons pas les coefficients des différentes caractéristiques à être les mêmes par quartier puisque nous estimons une régression hédonique dans chaque quartier au moyen de la spécification suivante :

$$(3) \ln P_{ijt} = \alpha_j + \zeta_j \ln S_{ijt} + \sum_{k=1}^K \sum_{l=2}^{L_k} \beta_{jkl} x_{ijkl}$$

$$+ \sum_{\tau=2}^T \phi_{j\tau} s_{ijt\tau} + \varepsilon_{ijt}, \quad \varepsilon_{ijt} \sim N(0, \sigma_j^2)$$

L’estimation de cette seconde spécification nous permet de calculer, selon la méthode explicitée plus haut, un deuxième indice de prix hédonique, $\hat{I}_{jt}^2 = \hat{I}_{jt-1}^2 \exp(\hat{\phi}_{jt})$, pour chaque quartier j et pour $t=2, \dots, T$. Si la politique de rénovation est survenue en t^* , nous nous proposons de comparer l’évolution des deux indices (un pour le quartier traité et l’autre pour le quartier de contrôle) avant et après t^* .

Puisque les régressions par quartier ne sont pas emboîtées, il n’y a pas moyen de tester l’absence de différence d’évolution de l’indice des prix de deux quartiers, du moins par des méthodes simples.

Les deux méthodes coïncident si les coefficients des variables privées ne varient pas par quartier. Dans ce cas, l’évolution de l’indice de prix par quartier doit être le même pour les deux méthodes et le résultat du test opéré avec la méthode 1 s’étend à la méthode 2.

Même si nous nous attachons d’abord à mettre en oeuvre ces méthodologies sur l’ensemble de la période d’étude, il nous a paru intéressant de décomposer l’évolution en 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).

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. À cet effet, nous construisons une mesure de la distance du logement au centre de la zone de rénovation en utilisant le géocodage des données, et par commodité, nous faisons le choix de la distance Euclidienne⁽¹⁰⁾. Notons cette distance d_i et introduisons la variable distance D_{it} qui vaut d_i , si la vente est intervenue en t et qui vaut 0 sinon. Nous privilégions, comme le recommandent Ilhanfeldt et Taylor (2004), une estimation de l'effet distance sous une forme logarithmique ce qui permet d'interpréter le paramètre estimé comme une élasticité. Nous avons également procédé à des estimations d'un effet parabolique dont nous ferons pas état ici, car ces estimations capturent une décroissance à partir d'une certaine distance qui est difficile à interpréter, car mettant en lumière des externalités auxquelles nous ne nous intéressons pas.

L'équation hédonique à estimer sur chaque quartier⁽¹¹⁾ devient :

$$(4) \ln P_{ijt} = \alpha_j + \zeta_j \ln S_{ij} + \sum_{k=1}^K \sum_{l=2}^{L_k} \beta_{jkl} x_{ijkl} + \sum_{\tau=2}^T \phi_{j\tau} s_{ij\tau} + \sum_{\tau=2}^T \psi_{\tau} \ln(D_{ij\tau} + 1) + \varepsilon_{ijt},$$

$$\varepsilon_{ijt} \sim N(0, \sigma_j^2)$$

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 les quatre sous-périodes sus-mentionnées.

Les données : biais de sélection contre erreurs de spécification

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 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 négligeable. 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 écartons de notre échantillon les appartements considérés comme atypiques comme des greniers, des studios d'artiste, et des loges de concierges. Étant 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 m²), 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.

Six échantillons

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. Des variables importantes comme la surface ou le nombre de sous-sols ont environ 50% de valeurs manquantes. 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⁽¹⁴⁾. 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.

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.

Nous avons tronqué la distribution de la surface (les observations dont la surface est plus petite que 6 m^2 ou supérieure à 400 m^2), et éliminé les observations pour lesquelles le nombre de pièces est supérieur à 15. Nous aboutissons ainsi à une base de données de 378 268 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 parmi les variables explicatives 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.

Pour évaluer le biais de sélection des petits échantillons, nous utilisons un test du χ^2 pour juger de l'égalité entre la loi théorique, donnée par la loi du grand échantillon, et la loi empirique, donnée par la loi du petit échantillon. L'hypothèse d'égalité entre

ces deux distributions correspond à l'hypothèse nulle H_0 .

Les résultats de ce test sont présentés dans Barthélémy *et alii* (2005). 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 de sélection. Heureusement, les différences entre échantillons s'amenuisent au fur et à mesure que l'on avance dans le temps. L'un des enjeux de la phase d'estimation est de savoir si ces biais sont de nature à modifier la teneur des résultats.

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 l'Insee, est également mentionnée en annexe.

La spécification de la fonction de prix hédonique définie en (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 caractéristique à laquelle 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 ; (iv) un ensemble de variables muettes temporelles qui valent 1 pour toutes les années antérieures ou égales à l'année de vente et 0 pour toutes les périodes postérieures, (v) une variable qualitative pour le trimestre de vente.

De l'estimation du modèle (1), il ressort que les échantillons avec surface permettent une meilleure prédiction que les échantillons sans surface (un écart de l'ordre de 10% à 15% du coefficient de détermination ajusté) et nous pouvons en conclure que les estimations sur ces derniers souffrent d'un biais de spécification⁽¹⁵⁾.

L'élasticité du prix à la surface est significativement plus grande que 1 et par conséquent une augmentation de la surface de 10% entraîne une augmentation du prix de plus de 10%. Le prix par m^2

a donc tendance à augmenter avec la surface, ce qui invalide un modèle qui chercherait d'emblée à estimer la dynamique du prix par m². Comme l'information nous fait défaut – nous ne connaissons pas la fonction de demande et d'offre –, il est impossible de savoir si cette légère décroissance⁽¹⁶⁾ des rendements d'échelle provient d'une croissance du coût marginal de construction en fonction de la taille de l'appartement ou si elle refléchit une croissance de la disposition marginale à payer en fonction de la taille de l'appartement. À surface donnée, la valeur maximale du logement est atteinte quand le nombre de pièces est compris entre 3 et 5.

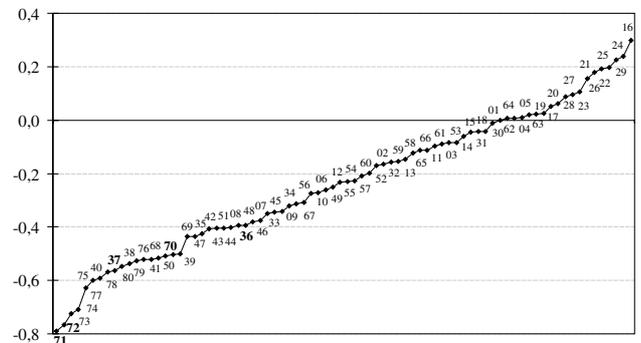
Pour les autres caractéristiques privées, les coefficients de régression sont très similaires selon les échantillons avec données de surface et présentent généralement le signe attendu pour la base *Large81S*. Lorsque ce n'est pas le cas, par exemple pour le deuxième garage ou pour les caves, le coefficient n'est pas significativement différent de zéro. La mauvaise couverture de ce genre de caractéristiques est là à incriminer⁽¹⁷⁾.

Habiter un studio, un duplex ou un loft est plus coté qu'habiter un appartement standard. L'étage le plus recherché est situé à partir du cinquième, en présence d'ascenseur, et à partir du quatrième en son absence. Un appartement, encore occupé par un locataire au moment de la vente, est vu comme une nuisance par le marché. 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. Par contre, un appartement qui donne sur un square ou sur une place se monnaie plus cher. Selon les échantillons les plus récents, un appartement récent a plus de valeur, comparativement à celui bâti dans la première moitié du vingtième siècle. Un appartement antérieur au second empire est également plus apprécié que ceux construits au cours de la période courant jusqu'à la première 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 inférieur 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 aux modalités de la même caractéristique).

Dans la figure 2, les quartiers sont rangés selon la valeur croissante de leur coefficient estimé et il est rassurant pour la politique de rénovation urbaine que le quartier de la Goutte d'Or (quartier 71) soit bien classé en dernière position.

Figure 2 : classement des quartiers selon la valeur du coefficient de régression estimé

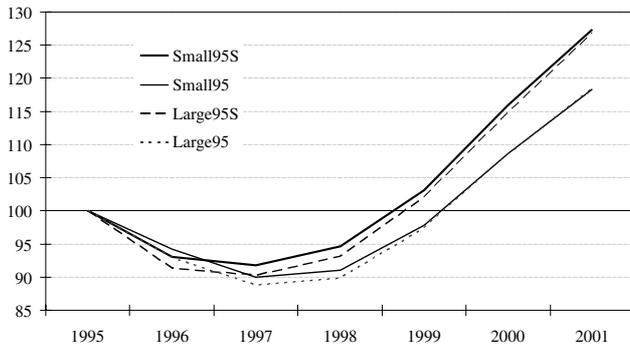


L'avant dernier quartier (quartier 72, *La Chapelle*), qui précède *La Villette* et le quartier du *Pont de Flandres*, tous situés dans le Nord-Est de Paris, nous a semblé un bon candidat pour être le quartier de contrôle. En effet, parmi les régresseurs, la variable muette "quartier" agrège toutes les aménités hédoniques publiques et sociales en un seul indicateur. Comme l'indique la figure 2, le quartier traité et le quartier de contrôle sont les plus voisins possibles pour cet indicateur. Étant donné que l'information sur un quartier est multicritère, il est difficile de concevoir dans notre méthodologie basée sur les indices de prix, un meilleur agrégateur. De plus, le quartier de contrôle est contigu au quartier de traitement et il jouxte également le boulevard périphérique dans sa partie Nord comme l'illustre la figure 1.b en annexe. Les quartiers de *La Chapelle* et de la *Goutte d'Or* font clairement partie de la zone déshéritée de la ville de Paris et leur proximité géographique assure qu'ils sont touchés par toute transformation de la capitale de la manière la plus similaire possible⁽¹⁹⁾.

Le lecteur notera que les autres quartiers qui entourent le quartier de la *Goutte d'Or* (voir localisation sur la figure 1.b en annexe), à savoir les quartiers 36 (*Rochechouart*), 37 (*St-Vincent de Paul*) et 70 (*Clignancourt*), sont classés dans la deuxième moitié. 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 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 3 reflète l'évolution temporelle des indices de prix construits à partir des 4 échantillons démarrant en 1995.

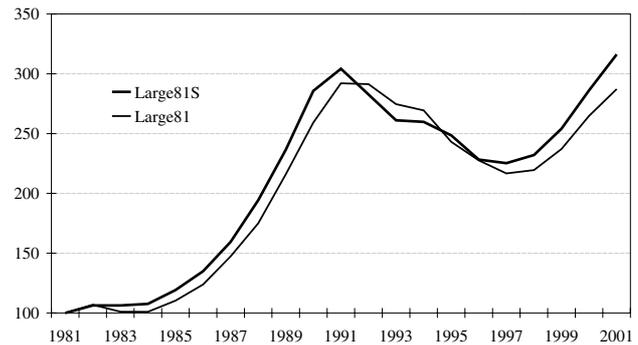
Figure 3 : indices de prix immobiliers pour Paris, échantillons courts



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. Il convient de rappeler 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 surface et les indices avec surface (près de 10 points pour la dernière année d'observation). L'oubli de la surface tend donc à sous-estimer la hausse des prix dans une période haussière et ce trait émerge également comme un élément clé dans la comparaison de l'évolution des indices pour les deux échantillons longs débutants en 1981 (voir figure 4).

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

Figure 4 : indices de prix immobiliers pour Paris, échantillons longs



La politique de rénovation urbaine a-t-elle influencé le prix des logements ?

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 eu un impact décelable à l'échelle du quartier 18^{ème} ? Deuxièmement, cette rénovation a-t-elle eu un impact local, c'est-à-dire un impact sur la valorisation de certains logements situés à l'intérieur du quartier ?

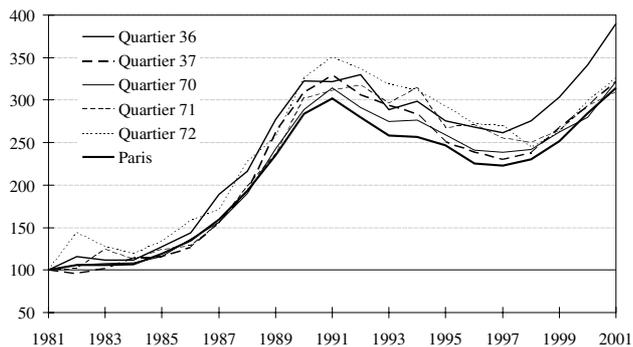
Impact à l'échelon d'un quartier

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 rénové (n° 71) et le second, de logements situés dans un quartier dit de contrôle (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 (voir figure 1.b en annexe).

Pour tenir compte de cette singularité, l'estimation des indices des prix de l'immobilier par quartier a été entreprise selon la spécification (2) sur Paris en permettant aux indices par quartier d'évoluer d'une façon singulière par rapport à Paris. La figure 5 permet de visualiser l'évolution des indices des cinq quartiers d'intérêt sur toute la période d'étude.

Figure 5 : indices pour les quartiers affectés par la rénovation (spécification 3)



La comparaison de l'évolution de l'indice de prix dans les cinq quartiers 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. Les figures 6a, 6b, 6c et 6d retraçant l'évolution pour chacune des sous-périodes permettent d'affiner le diagnostic.

Elles nécessitent un commentaire en liaison avec les résultats mis en évidence dans le tableau 2 qui livre les p-valeurs associées aux tests d'égalité des coefficients temporels, propres aux quartiers, à ceux de Paris.

La première information significative est que pour tous les quartiers, à l'exception du quartier Rochechouart (n° 36), on rejette l'hypothèse d'une évolution similaire à celle de Paris sur l'ensemble de la période. Ensuite, il vaut la peine de noter que l'évolution de l'indice du quartier de contrôle ne se distingue pas de celle de Paris, sauf pour la période la plus récente, pour laquelle l'évolution est moins favorable dans le quartier de contrôle⁽²⁰⁾. Si l'on s'intéresse maintenant au quartier traité, on constate au contraire que, sauf pour la seconde sous-période, on rejette l'hypothèse d'une évolution similaire à Paris. Au début on constate une évolution plus favorable particulièrement pour les deux dernières années précédant la rénovation, peut-être par suite d'un mouvement d'anticipation. Dans la phase baissière de 1991 à 1997, le quartier résiste mieux que tous les autres quartiers et que Paris lui-même. Dans la phase de reprise postérieure à 1997, par contre, la progression des prix dans le quartier

Figures 6 : indices par sous-période pour les quartiers affectés par la rénovation

Figure 6a. : indices de 1981 à 1984 (base 100 en 1981) construits en écart à l'indice Paris (effets de 1982 à 1984)

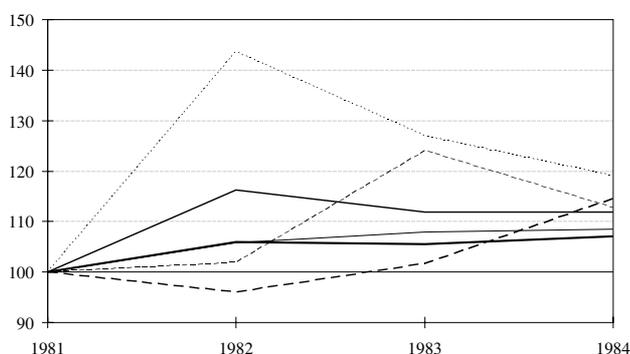


Figure 6b. : indices de 1984 à 1991 (base 100 en 1984) construits en écart à l'indice Paris (effets de 1985 à 1991)

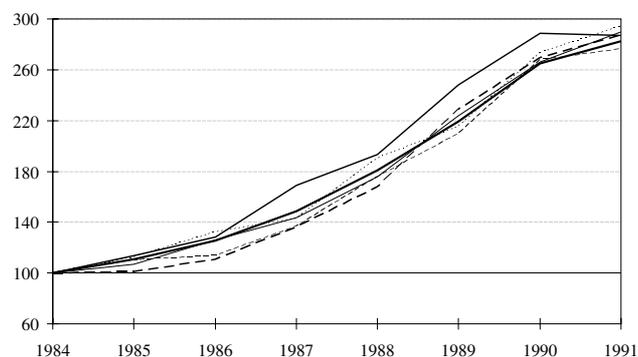


Figure 6c. : indices de 1991 à 1997 (base 100 en 1991) construits en écart à l'indice Paris (effets de 1992 à 1997)

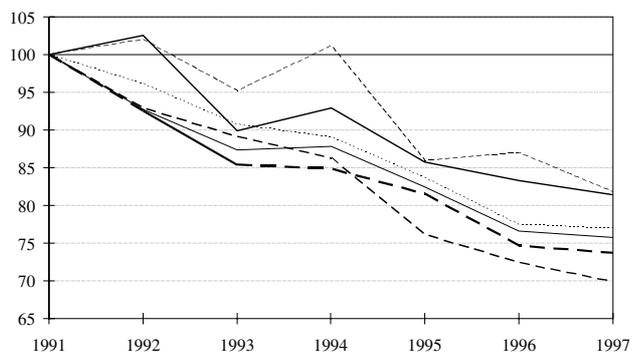
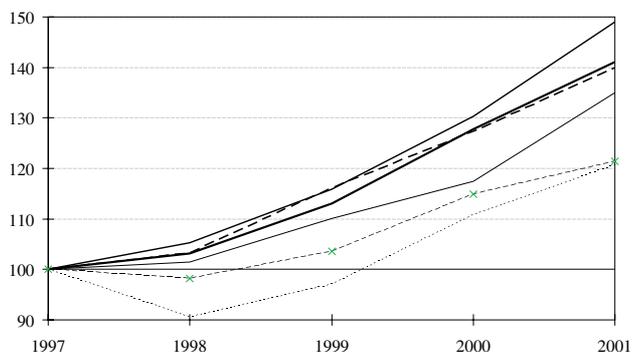


Figure 6d. : indices de 1997 à 2001 (base 100 en 1997) construits en écart à l'indice Paris (effets de 1998 à 2001)



— Quartier 36 — Quartier 70 Quartier 72
 - - - Quartier 37 - - - Quartier 71 — Paris

administratif de la Goutte d'Or est beaucoup moins favorable que celle de Paris. Le quartier de la Goutte d'Or, qui avait mieux résisté dans la phase de baisse, perd du terrain dans la remontée du marché immobilier de la deuxième moitié des années quatre-vingt-dix, pour terminer au diapason de l'indice parisien.

Lorsque l'on compare directement les évolutions des indices pour le quartier traité et pour le quartier de contrôle, il en résulte que l'évolution est plus favorable depuis le début de la rénovation. En particulier, elle demeure plus favorable que celle du quartier de contrôle dans la dernière sous-période.

En résumé, l'évolution relative du quartier par rapport à Paris ou au quartier de contrôle n'est pas homogène sur l'ensemble de la période d'étude. Les effets de la rénovation après un début prometteur semblent ne pas s'inscrire dans la durée, lorsque Paris est la référence. Cependant, lorsque le point de comparaison est le quartier de contrôle, le constat est plus encourageant.

Tableau 2 : tests d'évolution identique des indices des quartiers par rapport à Paris (p-valeurs)

Quartier \ Période	36	37	70	71	72
1982-1984	74,20%	8,84%	95,10%	3,20%	3,30%
1985-1991	5,95%	0,00%	28,30%	44,90%	56,70%
1992-1997	26,50%	11,00%	72,20%	0,0007	83,60%
1998-2001	27,20%	73,50%	0,00002	0,000017	0,000013

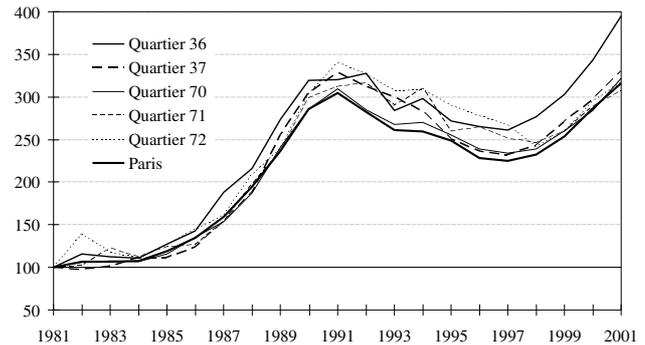
La p-valeur donne le % de chances de se tromper si on rejette l'identité des évolutions de l'indice de prix du quartier considéré et de Paris pour une sous-période donnée.

Cette analyse a été menée jusqu'ici en supposant que les caractéristiques par quartier étaient valorisées de la même façon dans chaque quartier. Les résultats dont il va être fait état portent maintenant sur les spécifications par quartier (selon la spécification (3) pour chacun des quatre quartiers, outre le quartier de contrôle)⁽²¹⁾.

Comme on pouvait s'y attendre, vu le plus faible nombre de ventes qu'à Paris, les coefficients sont beaucoup moins significatifs qu'à l'échelon Parisien, même si le pouvoir explicatif de la régression reste comparable à celui du marché parisien. Le lecteur doit conserver à l'esprit que les coefficients temporels sont rarement significatifs au seuil de 5%. La figure 7 permet de comparer l'évolution des indices de prix suivant qu'ils sont estimés avec les données de Paris tout entier ou les données seules du quartier.

La dynamique des indices, qu'elle soit calculée par une méthode ou une autre, est en tout point similaire pour chaque quartier et nous en concluons donc que l'hypothèse selon laquelle la valorisation des caractéristiques privées est indépendante du quartier

Figure 7 : indices pour les quartiers affectés par la rénovation (spécification 4)



n'est pas restrictive. Les résultats des tests s'étendent donc au modèle non contraint et nous pouvons conclure que l'impact de la rénovation de la Goutte d'Or a eu un impact favorable transitoire sur l'indice des prix du quartier rénové.

Impact *infra*-quartier

Nous explorons maintenant les effets locaux de la rénovation, 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 (n° 70, Clignancourt), dans la direction du Sud (n° 37, St-Vincent de Paul), et dans la direction du Sud-Ouest (n° 36, Rochechouart) ; (voir figure 1.b en annexe). Le tableau 3 donne les valeurs des coefficients⁽²²⁾, les écarts-types, les p-valeurs et les bornes des intervalles de confiance 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).

Il ressort, d'emblée, que les coefficients sont négatifs pour le quartier 37. L'éloignement de la Goutte d'Or diminue le prix du logement. Mais le coefficient n'est significativement différent de zéro que pour les deux périodes intermédiaires. À ce jour, nous n'avons aucun élément d'explication à offrir à ce constat quelque peu surprenant. S'éloigner de la Goutte d'Or peut également signifier se rapprocher d'une autre source de nuisance que nous n'avons pas pu identifier.

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'une élasticité positive traduit un effet positif de l'éloignement de la Goutte d'Or, celle-ci apparaît alors comme une désexternalité. Pour le quartier de la Goutte d'Or lui-même nous obtenons au départ une élasticité du prix à la distance de 0,07. Dans ce modèle à élasticité constante, une augmentation de l'éloignement de 10% provoquait, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation du prix de 0,7% avant rénovation. Après rénovation, l'élasticité est devenue négative, le prix diminue très

Tableau 3 : coefficients des effets distance pour les 4 quartiers

Quartier	Période	Coefficient	Écart type	p-valeur	IC à 95%	
					IC inférieure	IC supérieure
71	1982 à 1984	0,06687	0,017353	0,000119	0,03284	0,10090
	1985 à 1991	0,06440	0,010501	9,86E-10	0,04381	0,08499
	1992 à 1997	-0,01912	0,012827	0,136154	-0,04427	0,00603
	1998 à 2001	-0,02643	0,011186	0,018207	-0,04837	-0,00451
70	1982 à 1984	0,1247	0,030952	5,64E-05	0,064053	0,18540
	1985 à 1991	0,0702	0,016316	1,7E-05	0,038236	0,10220
	1992 à 1997	0,0493	0,015605	0,001559	0,018794	0,07997
	1998 à 2001	0,0551	0,012454	9,53E-06	0,030764	0,07959
37	1982 à 1984	-0,05223	0,069906	0,455021	-0,18931	0,08484
	1985 à 1991	-0,13768	0,039707	0,000535	-0,21554	-0,05982
	1992 à 1997	-0,14171	0,041927	0,000736	-0,22393	-0,05950
	1998 à 2001	-0,04124	0,035192	0,241418	-0,11025	0,02777
36	1982 à 1984	0,1517	0,063184	0,016367	0,02788	0,27566
	1985 à 1991	0,1239	0,035367	0,000465	0,05459	0,19329
	1992 à 1997	0,1074	0,035054	0,002206	0,03866	0,17613
	1998 à 2001	0,1267	0,029227	1,51E-05	0,06941	0,18403

légèrement au fur et à mesure que l'on s'éloigne du centre de la zone rénovée. Une augmentation de l'éloignement de 10% provoque cette fois-ci une diminution du prix de 0,3%. La sensibilité du prix à la distance à la Goutte d'Or semble plus forte dans les autres directions. L'élasticité au départ est près de deux fois plus forte initialement et elle reste toujours positive d'une façon significative.

Trois figures, une pour chaque quartier, ont été réalisées afin de visualiser cet impact de l'éloignement de la Goutte d'Or. Toutefois, il faut garder en tête les résultats de significativité présentés dans le tableau 3 et à cette fin, nous offrons également une représentation graphique des intervalles de confiance à 95% dans les figures positionnées à droite.

Pour le quartier de la Goutte d'Or (figures 8a, 8b), les prix avant rénovation, toutes choses égales par ailleurs, augmentaient en moyenne de 50% à environ

500 mètres de la rue de la Goutte d'Or ; ce phénomène a perduré pendant la deuxième sous-période avec la même intensité. Les écarts types, bien qu'élevés, permettent d'affirmer que la Goutte d'Or représentait une externalité négative. Le changement survient au cours 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 donc perceptible.

Dans le quartier de Clignancourt (figures 9a, 9b), l'effet de la distance est robuste à chaque période. La Goutte d'Or continue bien de représenter un effet externe négatif à chaque sous-période. Cependant ce phénomène semble s'atténuer pour les trois sous-périodes, pendant lesquelles 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. Il faut

Figures 8 : évolution de l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 71

Figure 8a. : évolution de l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 71 (Goutte d'Or)

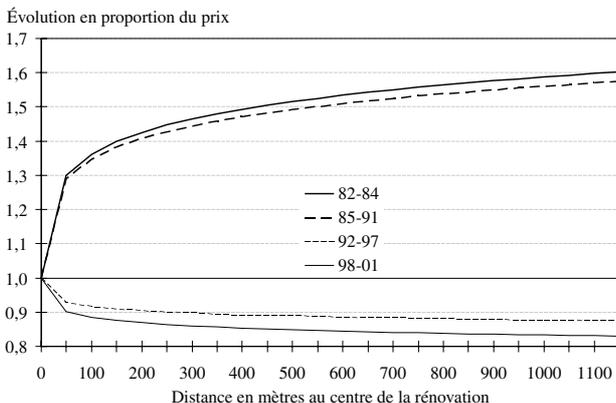
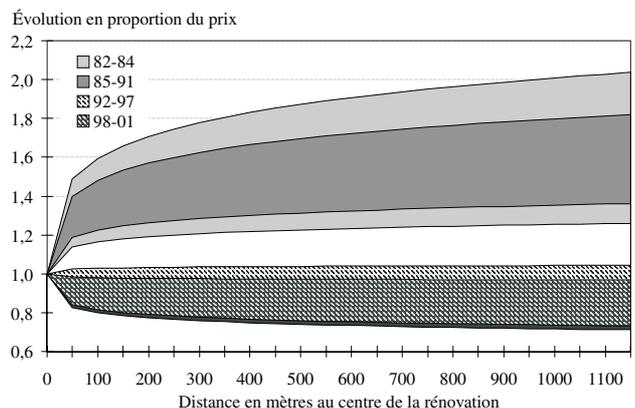
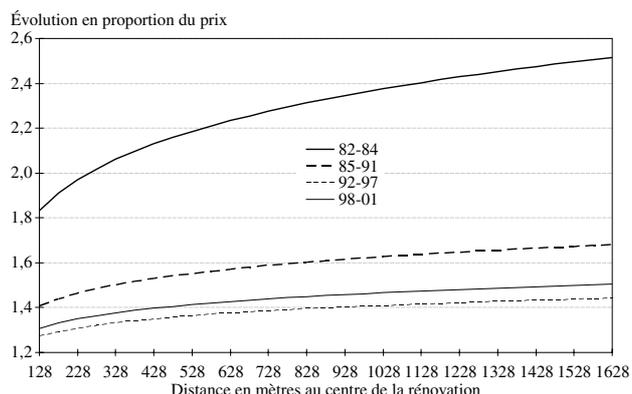


Figure 8b. : IC à 95% de l'évolution de l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 71 (Goutte d'Or)

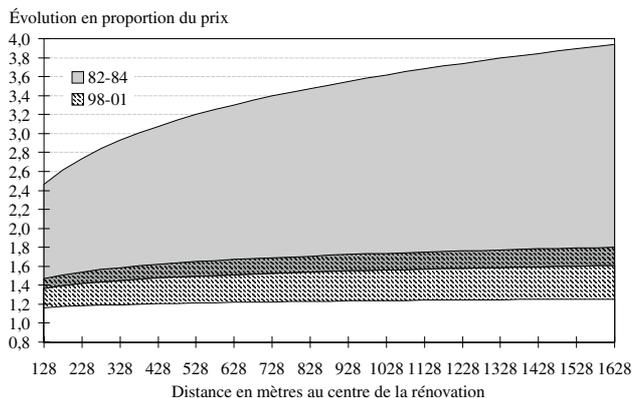


Figures 9 : évolution de l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 70

Figures 9a. : évolution de l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 70 (Clignancourt)



Figures 9b. : IC à 95% de l'évolution de l'impact du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 70 (Clignancourt)



Figures 10 : évolution de l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 36

Figure 10a. : évolution de l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 36 (Rochechouart)

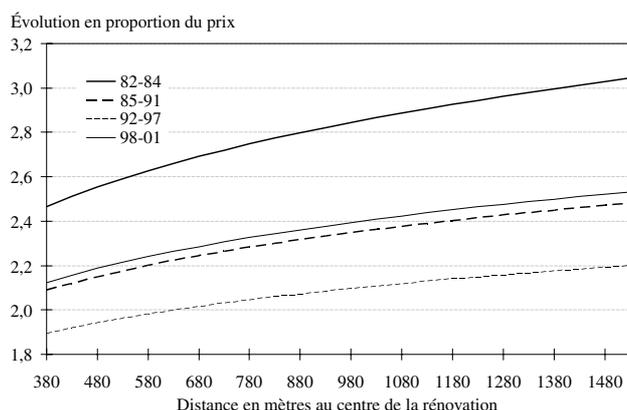
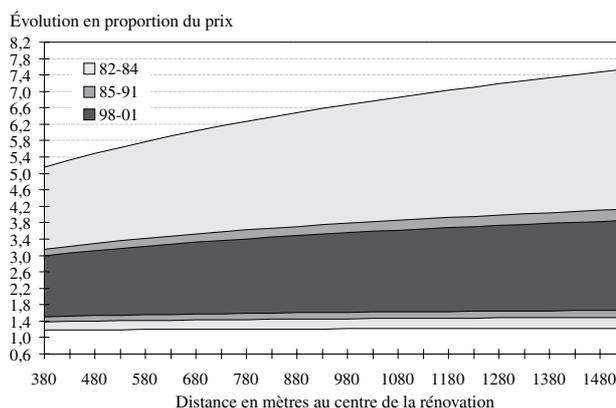


Figure 10b. : IC à 95% de l'évolution de l'impact de l'éloignement du centre de la zone réhabilitée sur le prix du logement pour le quartier 36 (Rochechouart)



toutefois rester prudent, en raison de la faible précision des estimations. Par exemple, la borne supérieure de l'intervalle de confiance à 95% dans la sous-période 1998-2001 est un peu supérieure à la borne inférieure du même intervalle pour la sous-période 1982-1984.

Le changement d'impact de la Goutte d'Or sur son voisinage au Sud-Ouest se fait ressentir avec moins d'acuité (figures 10a,10b). Le quartier de Rochechouart semble en décalage avec les deux quartiers précédemment évoqués. En effet, dans ce quartier, le logement le plus proche se trouve à 380 mètres du centre de la zone rénovée. Il valait, avant rénovation, toutes choses égales par ailleurs, 150% de plus que le logement situé au centre de la Goutte d'Or. La surcote ne représentait plus que 110% au début de la décennie quatre-vingt-dix, pour s'abaisser en moyenne à 90% dans le milieu des années quatre-vingt-dix, avant de remonter en moyenne à 110% au début de cette décennie. Ces chiffres correspondent aux effets distance calculés

pour un éloignement de 380 mètres à partir des estimations ponctuelles du tableau 3. Cependant la prise en compte de la précision de l'estimation oblige à nuancer ce constat puisque c'est pour la période la plus récente que la borne minimale de l'intervalle de confiance à 95% est la plus élevée. Dans ce quartier, l'atténuation du caractère négatif de la Goutte d'Or est donc peu prononcée.

On peut également noter un retournement de tendance (même s'il est non significatif) dans la dernière sous-période. Il est difficile à ce stade d'attribuer ce retournement de tendance à un échec de la rénovation urbaine ; un autre phénomène est peut-être à l'oeuvre : dans les périodes de dépression immobilière, les prix baisseraient moins dans les zones où les prix sont relativement faibles, avec une situation opposée dans les phases haussières. À ce stade, nous ne pouvons trancher.

Au total, il est assez probable que l'opération de rénovation de la Goutte d'Or ait eu un impact positif

sur les valorisations immobilières dans son environnement immédiat, mais en revanche, il n'est pas certain que les répercussions de cette rénovation soient très durables.

Conclusion

Sur les vingt dernières années, la politique de rénovation urbaine a été particulièrement massive dans certaines zones du nord de la capitale. Cet article s'attache à la mesure des effets de cette rénovation sur le marché du logement. À 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. À l'échelon d'un quartier, on peut déceler un impact favorable de cette rénovation jusqu'à la reprise du marché de l'immobilier en 1997, qui semble interrompre et même renverser la tendance. Cependant l'évolution reste positive par rapport au quartier de contrôle. La rénovation semble également avoir atténué le caractère d'effet externe négatif que semblait présenter la zone de la Goutte d'Or pour son environnement immédiat, mais là aussi on constate un retournement de tendance dans les années récentes. La permanence des effets de la rénovation semble donc problématique.

Cette analyse strictement patrimoniale 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. Il faut en effet souligner que la dynamique d'ajustement du marché du logement peut être ralentie par la présence de coûts de recherche, de déménagement, de transaction et de coûts non monétaires de relocalisation sans oublier le frein que constitue la caution du prêt 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 et Quigley, 1982). En conséquence l'évolution à court terme du prix du logement peut être plus amortie que l'évolution à long terme. À l'inverse, il se pourrait également que le trafic de produits illicites et les problèmes de délinquance perdurent ou surgissent, comme semblent l'indiquer les troubles à l'ordre public qui se sont produits dans ce quartier en mars 2005,⁽²³⁾ comme si les réseaux de trafiquants reprenaient leurs habitudes spatiales, indifférents aux changements morphologiques de la ville. Ce type de phénomène risque de peser sur l'évolution des prix dans le futur.

Il serait instructif de répéter ce type d'analyse dans quelques années, afin d'appréhender les effets de long terme.

En tout état de cause, l'analyse hédonique en une seule étape qui a été utilisée dans cette recherche et qui vise seulement à étudier les conditions de la réalisation du prix du logement d'équilibre, n'est pas en mesure de renseigner sur les raisons de la hausse des prix différentielle constatée dans le quartier de la Goutte d'Or. Tiennent-elles plus à des facteurs de demande ou d'offre ? Pour répondre à cette question il faudrait compléter l'analyse hédonique entreprise ici par une analyse en deux étapes où seraient exploitées les données sur les acquéreurs et les vendeurs. Cette prise en compte de variables supplémentaires serait seule à même de déterminer si les changements dans la composition sociologique du quartier, que l'on peut légitimement classer dans les facteurs de demande, ont joué un rôle dans la hausse du prix constatée dans le quartier rénové. L'importance du travail empirique à réaliser et le caractère délicat de l'identification économétrique plaide pour que cette extension soit réalisée dans un travail ultérieur.

Notes

- (1) Cité par Card et Krueger dans *Myth and Measurement* (1995, p.178).
- (2) D'après Atelier parisien d'urbanisme (2002, p. 9).
- (3) Article publié par Dominique Raizon le 8-3-2005 sur www.rfi.fr.
- (4) En 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 un historique intéressant et complet 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).
- (5) À Paris chaque arrondissement est divisé en 4 quartiers administratifs chacun identifié par un numéro et un nom. La liste complète des 80 quartiers parisiens se trouve dans le tableau 1 en annexe.
- (6) Nous renvoyons au développement (en annexe) sur la comparaison entre notre indice et celui de l'Insee qui constitue une référence. Les deux méthodes s'appuient sur des estimations hédoniques mais notre indice est un indice de prix des ventes immobilières alors que celui de l'Insee est un indice de la valorisation du parc immobilier.
- (7) Dans la sous-partie suivante, qui étudie la possibilité du biais de sélection, nous testons des formes de type Box Cox.
- (8) Habituellement, on construit une variable muette avec la valeur 1, si la vente intervient en t et 0 autrement.
- (9) Nos données ne nous permettent pas de tester cette hypothèse pour l'opération de rénovation de la Goutte d'or, car il faudrait disposer de séries de prix bien antérieures à 1985, la date du début de la rénovation.
- (10) Les études qui cherchent à estimer l'impact sur le prix du logement de la présence d'une source de pollution ou d'un établissement industriel polluant font également intervenir la distance euclidienne du logement à l'établissement polluant (Cf. Ilhanfeldt et Taylor, 2004).
- (11) Nous procédons à une estimation des répercussions locales de l'opération de renouvellement dans une zone plus vaste que le quartier qui inclut les trois quartiers limitrophes au quartier de la Goutte d'Or.
- (12) Ici, le taux de couverture correspond au rapport du nombre de transactions enregistrées dans la base de données au nombre de transactions. (voir David *et alii*, 2002).
- (13) Si le logement est vendu dans un délai inférieur à cinq ans depuis la période de construction, la vente est exempte de droit de mutation.
- (14) Pour plus de détails sur le traitement des valeurs manquantes, nous renvoyons à Barthélémy *et alii* (2005).
- (15) Le tableau des résultats de la régression sur les six échantillons est donné dans Barthélémy *et alii* (2005).
- (16) En interprétant le prix comme un coût.
- (17) Le fait d'enlever 1% des données de prix les plus basses ou les plus élevées ou d'éliminer les données à l'aide de la distance de Cook (Cook et Weisberg, 1982) ne permet pas de solutionner le problème.
- (18) Pour l'estimation réalisée sur le plus grand échantillon, *Large81*.

(19) L'arrondissement est l'échelon le plus petit pour lequel nous disposons des statistiques du recensement.

(20) Nous n'insistons pas sur l'anomalie présentée en 1982 par l'indice des prix de ce quartier, les échantillons au début de la période d'étude sont petits et sont à la limite du seuil de représentativité.

(21) Nous renvoyons à Barthélémy *et alii* (2005) pour le tableau des résultats des estimations par MCO.

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

(23) Pour une chronique de ces événements, nous renvoyons à l'article de Yves Eudes intitulé "L'enfer des crackeurs" , publié dans *Le Monde*, le 25-2-2005.

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

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

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

(27) 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.

(28) 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. Nous devons également 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 agrémentée par un expert. 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.

(29) Pour des informations, on se reportera à www.ipdfrance.com.

Bibliographie

- Atelier Parisien d'Urbanisme et Association Salle Saint-Bruno (2002).** *La Goutte d'Or. Vingt ans d'évolutions 1982-1999*, Publications Association Salle Saint-Bruno, 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*, vol. 58, pp. 933-942.
- Baroni M., Barthélémy F. et Mokrane M. (2005).** "Real Estate Prices: A Paris Repeat Sales Residential Index", *Journal of Real Estate Literature*, vol. 13(3), pp. 303-321.
- Barthélémy F., Michelangeli A. et Trannoy A. (2005).** "La Rénovation de la Goutte d'Or est-elle un Succès? un Diagnostic à l'Aide d'Indices de Prix Immobilier", Synthèses et Perspectives, n° 0205 Publications IDEP, disponible à www.idep.fr.org.
- Bono P.-H. et Gravel N. (2004).** "Evaluer l'impact de programmes de réhabilitation urbaine dans les Bouches du Rhône : une analyse hédonistique", *Synthèses et Perspectives*, n° 0403, Publications IDEP, disponible à www.idep.fr.org.
- Calcoen F., Cornuel D. et Leleu H. (2003).** "Caractéristiques hédoniques et changement environnemental: la couverture de l'autoroute A1", *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, vol. 4, pp. 597-622.
- Card D. et Krueger A. (1995).** *Myth and Measurement*, Princeton University Press.
- Case B., Pollakowski H.O. et Wachter S. (1991).** "On Choosing Among House Price Index Methodologies", *American Real Estate Urban Association Journal*, vol. 19, pp. 286-307.
- Case B. et Quigley J.M. (1991).** "The Dynamics of Real Estate Prices", *Review of Economics and Statistics*, vol. 79, pp. 50-58.
- Case K.E. et Shiller R.J. (1987).** "Price of Single-Family Homes Since 1970: New Indexes for Four Cities", *New England Economic Review*, vol. 79, pp. 45-56.
- Cavailhes J. (2005).** "Les prix des attributs du logement", *Economie et Statistique*, n° 381-382, pp. 91-124.
- Cook R.D. et Weisberg, S. (1982).** *Residuals and Influence in Regression*, Chapman and Hall, Londres.
- Crone T.M. et Voith R.P. (1992).** "Estimating House Price Appreciation: A Comparison of Methods", *Journal of Housing Economics*, vol. 2, pp. 324-338.
- David A., Dubujet F., Gouriéroux C. et Laferrère A. (2002).** "Les indices de prix des logements anciens", *Insee Méthodes*, n° 98.
- Diewert E. (2003).** "Hedonic Regressions: A Review of Some Unresolved Issues", *mimeo*, Department of Economics, University of British Columbia.
- Hanushek E. et Quigley J.M. (1982).** "The Determinants of Housing Demand" in *Research in Urban Economics*, J. Vernon Henderson, vol. 2, pp. 221-42.
- Hoesli M. et Thion B. (1995).** "Estimation de la valeur locative des appartements: une étude empirique sur l'agglomération bordelaise", *Finance*, vol. 16, pp. 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*, vol. 14, pp. 15-26.
- Ihlanfeldt K.R. et Taylor L.O. (2004).** "Externality Effects of Small-Scale Hazardous Waste Sites: Evidence from Urban Commercial Property Markets" *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 47, pp. 117-119.
- Kanemoto Y. (1988).** "Hedonic Prices and the Benefit of Public Projects", *Econometrica*, vol. 56, pp. 981-989.
- Laferrère A. (2003).** "Hedonic Housing Price Indices: the French Experience", *BIS paper*, n° 21, pp. 271-287.
- Maleyre I. (1995).** "L'analyse de la demande pour les caractéristiques du logement. Application à Abidjan", *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, vol. 3, pp. 449-480.
- Mark J.H. et Goldberg M.A. (1984).** "Alternative Housing Price Indices: An Evaluation", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics*, vol. 12, pp. 30-49.
- Maurer R., Pitzer M. et Sebastian S. (2004).** "Hedonic Price Indices for the Paris Housing Market" *Working Paper Series: Finance and Accounting*, n° 68, Department of Finance, Goethe University Frankfurt am Main.
- 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*, vol. 14, pp. 51-74.
- Meese R.A. et Wallace N.F. (1998).** "Dwelling Price Dynamics in Paris, France", *Working Paper*, n° W98-003, Haas School of Business University of California, Berkeley.
- 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.O., Ho K.H.D. et Lim C.H. (2003).** "A Constant-Quality Price Index for Resale Public Housing Flats in Singapore", *Urban Studies*, vol. 40, pp. 2705-2728.
- 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'Économie Régionale et Urbaine*, vol. 4, pp. 671-690.
- Paty S. et Kazmierczak S. (2003).** "Le fonctionnement des marchés des bureaux: le cas l'agglomération lilloise", *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, vol. 3, pp. 419-440.
- Rosen S. (1974).** "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, vol. 82, pp. 34-55.
- Scotchmer S. (1985).** "Hedonic Prices and Cost/Benefit Analysis", *Journal of Economic Theory*, vol. 37, pp. 55-75.
- Scotchmer S. (1986).** "The Short Run and the Long Run Benefits of Environmental Improvements", *Journal of Public Economics*, vol. 30, pp. 61-81.

Figures 1a. : localisation de l'opération de rénovation de la goutte d'Or et délimitation des quartiers

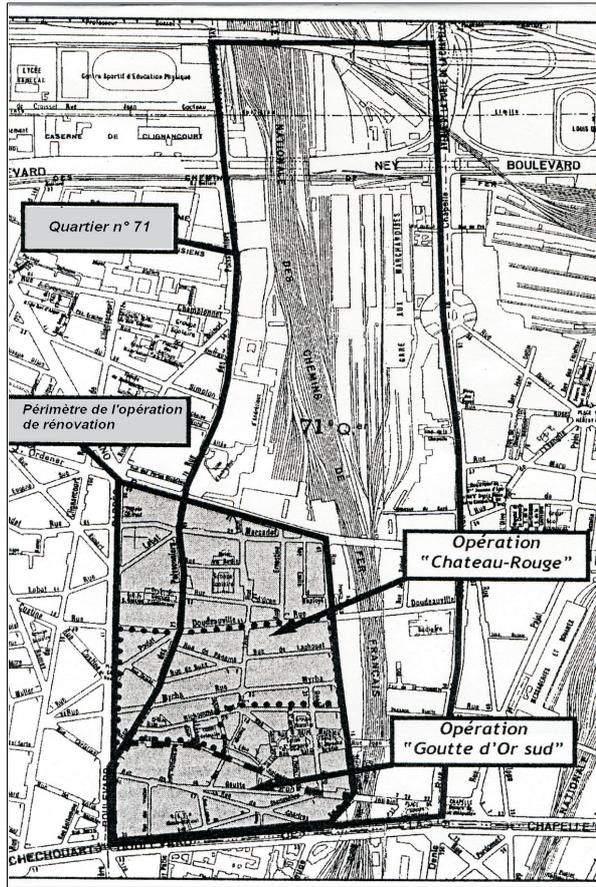
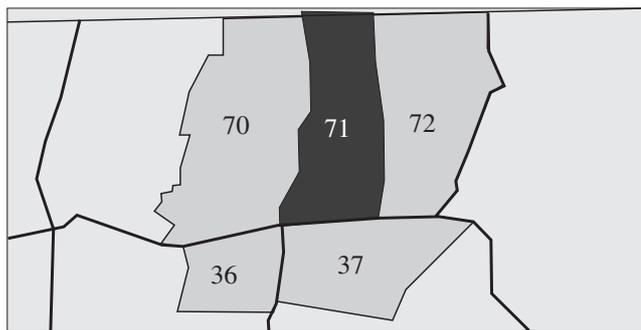


Figure 1.b : délimitation des quartiers voisins de la rénovation de la Goutte d'Or



**Tableau 1 : les quartiers parisiens
(numéro et nom du quartier)**

1	St-Germain-l'Auxerrois	41	Folie-Méricourt
2	LesHalles	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	École-Militaire	67	Batignolles
28	Gros-Caillou	68	Épinettes
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'Antin	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

Comparaison de notre indice avec 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. L'indice Insee est un indice de la valorisation d'un parc de référence fixe dans le temps. Ainsi il s'abstrait complètement des changements de composition des ventes, par exemple davantage de petits appartements pendant les booms.

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⁽²⁴⁾.

Dans une première étape, une équation est estimée pour une période donnée, appelée période de "base" (ci-dessous la période 0),⁽²⁵⁾ et pour un "voisinage" donné,⁽²⁶⁾

$$(5) \ln P_{i0} = \ln P_0^* + \sum_{k=1}^K \beta_{k0} x_{ik} + \varepsilon_{i0} \quad \varepsilon_{i0} \sim IID(0, \sigma^2)$$

où P_0^* est le prix du logement de référence à la période 0 et où nous ne distinguons pas si x_{ik} la caractéristique privée est discrète ou continue. 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 :

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

L'indice de prix Insee est 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 (5).

Notre indice et l'indice Insee n'ont pas le même objet, puisque ce dernier est un indice de prix du parc immobilier. Toutefois, une caractéristique commune aux deux approches est de supposer la constance des coefficients des caractéristiques privées ou publiques au cours du temps. Une 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 à l'état stationnaire⁽²⁷⁾.

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. Pour l'indice Insee, il nous faut ajouter que leur indice est un indice du prix au m², ce qui suppose une élasticité du prix à la surface unitaire, alors que nous la trouvons légèrement supérieure à 1⁽²⁸⁾. Pourtant, l'évolution de cet indice est très similaire à celui de notre indice obtenu avec la base avec surface *small95S*. En revanche, l'un des indices basés sur des ventes répétées (voir Baroni *et alii*, 2005 pour de plus amples renseignements), l'indice *WRS83* qui incorpore des ventes depuis 1983, donne un résultat très voisin de notre indice sans surface. L'indice IPD⁽²⁹⁾, qui est basé sur des dires d'expert pour des biens possédés par des investisseurs institutionnels, amortit la phase baissière et ne semble pas en phase avec les autres indices. Poursuivre dans cette direction nous entraînerait trop loin et fera l'objet d'investigations ultérieures.

Figure 11 : comparaison depuis 1995 des évolutions d'indice de prix immobiliers pour Paris

