

Evaluation de l'Impact des Politiques « Quartiers Verts » et « Quartiers Tranquilles » sur les Prix de l'Immobilier à Paris

Benjamin Bureau et Matthieu Glachant

MINES ParisTech, CERNA¹

14 janvier 2009

¹ Contact : Benjamin Bureau, MINES ParisTech, CERNA, 60 Bd St Michel, 75272 Paris cedex 06, France, benjamin.bureau@mines-paristech.fr. Ce travail a été soutenu financièrement par l'Agence de l'Environnement et la Maîtrise de l'Energie (ADEME) dans le cadre du Programme de recherche et d'innovation dans les transports terrestres (PREDIT 3) et par la Région Ile-de-France (Réseau de Recherche sur le Développement Durable, R2DS) via une bourse à Benjamin Bureau. Les auteurs remercient la Chambre des Notaires de Paris pour la mise à disposition de la base BIEN, la Direction de la Voirie et des Déplacements de la Mairie de Paris pour la fourniture d'informations sur les quartiers verts et tranquilles ainsi que l'Atelier Parisien d'Urbanisme (APUR) pour son aide précieuse dans l'identification des périmètres des quartiers verts et tranquilles. Ils remercient également l'Institut d'Aménagement et d'Urbanisme de la Région Ile-de-France (IAURIF) pour la fourniture de données du Mode d'Occupation du Sol avec une mention particulière pour Dany Nguyen-Luong. Ils remercient enfin les deux rapporteurs anonymes qui ont permis d'améliorer très sensiblement l'article.

Résumé

Dans cet article, nous utilisons la méthode des prix hédoniques pour mesurer l'impact des politiques « Quartiers Verts » et « Quartiers Tranquilles » sur le prix de l'immobilier. Ces deux politiques de la Mairie de Paris consistent à réaménager certains quartiers afin d'opérer un nouveau partage de la voie publique au profit des modes de circulations douces. Ces zones couvrent environ 18% de la superficie de la capitale. Nous montrons que la politique des « Quartiers Verts » a engendré une hausse de prix moyenne de 3% dans les zones concernées par rapport au reste de Paris. L'impact de la politique « Quartiers Tranquilles » est plus modeste (1,5%). Cette différence entre les deux politiques n'est pas surprenante dans la mesure où, dans la pratique, la politique « Quartiers Verts » est sensiblement plus volontariste et l'effort budgétaire sensiblement plus élevé.

1 Introduction

Les politiques locales de transport ont un impact direct sur l'environnement urbain des zones concernées (bruit, pollution, congestion, etc.). Elles ont donc en théorie un impact sur le prix des biens immobiliers qui y sont localisés dans la mesure où ce prix prend en compte les caractéristiques intrinsèques des logements (surface, nombre de pièces, etc.) mais aussi leur environnement. Dans cet article, nous cherchons à mesurer cet impact pour deux politiques de la Mairie de Paris : les politiques « Quartiers Tranquilles » et « Quartiers Verts ».

Ces deux politiques ont une philosophie similaire même si la première a été mise en œuvre sous la mandature Tibéri et la seconde sous la première mandature Delanoë. Elles consistent à réaménager certains quartiers afin d'opérer un nouveau partage de la voie publique au profit des modes de circulations douces. Les aménagements réalisés dans ces quartiers sont principalement la limitation de la vitesse à 30 km/h (« Zones 30 »), la suppression de la circulation de transit au profit de la desserte locale, ou encore l'élargissement des trottoirs ou la mise en place de pistes cyclables. Début 2008, il existe à Paris 31 quartiers tranquilles et 36 quartiers verts². Au total, ces zones couvrent environ 18% de la superficie de la capitale.

L'impact des deux politiques est estimé en utilisant la méthode des prix hédoniques. Nous utilisons pour cela les données BIEN de la Chambre des Notaires de Paris qui décrivent le prix de 155 012 ventes d'appartements d'habitation réalisées à Paris entre 1990 et 2005 et un grand nombre de paramètres décrivant le bien vendu (surface, étage, nombre de pièces, etc.). Nous utilisons également des données fournies par l'IAURIF et l'INSEE qui décrivent les variables d'environnement des biens échangés.

D'un point de vue général, analyser l'impact de ce type d'opérations sur les prix de l'immobilier se justifie sur différents plans. Tout d'abord, les collectivités locales sont de plus en plus conscientes des effets potentiels de « gentrification » ou au contraire de « ghettoïsation » de certaines politiques locales de transport. Le raisonnement sous-tendant ces préoccupations est simple. Les choix publics en matière de transport viennent augmenter ou diminuer la qualité des biens immobiliers et donc le prix des logements. Or le prix est un facteur déterminant dans le choix de localisation résidentielle des ménages. Ensuite, les transports collectifs sont à la recherche de financements. Une piste de réflexion, de plus en plus débattue en Ile-de-France, serait de taxer les plus-values immobilières induites par de

² Les listes exhaustives des 31 quartiers tranquilles et des 36 quartiers verts sont présentées en annexe.

nouvelles infrastructures de transport³. Les politiques « Quartiers Verts » et « Quartiers Tranquilles » ne sont certes pas des politiques d'infrastructure mais, en tant que politiques publiques de transport, elles peuvent légitimement s'inscrire dans une réflexion globale de financement des transports franciliens.

Des études de prix hédoniques ont été réalisées sur des thématiques relativement proches. En France, Boucq et Papon (2007) ont étudié l'impact du tramway T2 dans les Hauts de Seine et Nguyen-Luong (2006) a étudié l'impact du tramway T1 et du RER E (EOLE). D'autres travaux étudient comme nous l'impact de caractéristiques propres à certains quartiers. De nombreuses études américaines analysent ainsi l'impact sur les prix de l'immobilier et du foncier de différentes réglementations sur l'usage des sols (*land use zoning*) (e.g., Ihlanfeldt, 2007, McMillen et McDonald, 2002, Quigley et Rosenthal, 2005). Plus proche de nous, Barthélémy et al. (2007) étudient l'impact sur les prix de l'immobilier de la rénovation du quartier de la Goutte d'Or dans le 18^e arrondissement de Paris. Enfin, deux études américaines – Song et Napp (2003) et Tu et Eppli (1999) – étudient l'impact sur les prix de l'immobilier du *New Urbanism*. Ce mouvement d'urbanisme vise à lutter contre l'étalement urbain. Il prône de fortes densités, la mixité des activités (résidentielles, commerciales, industrielles), la mise en place de transports publics performants, de pistes cyclables et de voiries adaptées aux piétons.

Par rapport aux travaux existants notre étude se distingue notamment sur deux points. Tout d'abord, nos données sont plus riches. Comme nous le verrons par la suite, nous effectuons nos estimations sur 155 000 transactions immobilières géo-localisées. La géo-localisation nous permet de calculer la distance des logements à différentes aménités comme les stations de métro, les gares ou les jardins publics. Si de telles données sont de plus en plus courantes dans les études américaines, elles restent très rares dans les études françaises. Nous utilisons également des données socio-économiques décrivant le voisinage immédiat des logements à un niveau infra communal très fin (zones IRIS-2000 contenant en moyenne 2200 habitants). Cette richesse limite les risques traditionnellement rencontrés dans la littérature (endogénéité, autocorrélation des résidus, etc.). Par ailleurs, nous étudions l'impact de politiques publiques en disposant de transactions immobilières avant *et* après la mise en place des politiques. Cela nous permet d'effectuer des estimations beaucoup plus précises de l'effet

³ Lors du conseil du STIF du 12 décembre 2007, le Président de la Région Ile-de-France, Jean-Paul Huchon, a par exemple déclaré qu'il souhaitait explorer la piste de la « taxation des plus-values foncières réalisée grâce au développement des transports en commun ».

des politiques étudiées. Par manque de données, de nombreuses études se contentent de considérer seulement des transactions immobilières une fois la politique en place.

L'article est structuré de la manière suivante. La section 2 présente les politiques « Quartiers Tranquilles » et « Quartiers Verts ». Les sections 3 et 4 présentent la méthodologie mise en œuvre et les données utilisées. Les résultats sont présentés dans une cinquième section avant de conclure.

2 Les politiques « Quartiers Tranquilles » et « Quartiers Verts »

Lancé au début des années 1990 sous la mandature de Jacques Chirac, le programme « Quartiers Tranquilles » est principalement mis en œuvre entre 1995 et 2001 sous la mandature de Jean Tiberi. Il s'inscrit dans une démarche d'application du Plan de Déplacements Urbains d'Ile-de-France (PDUIF) qui préconise la mise en place de « Zones 30 » dans les quartiers résidentiels. La politique de quartiers verts prend le relais avec l'élection de Bertrand Delanoë en 2001. Début 2008, il existe 31 quartiers tranquilles et 36 quartiers verts qui couvrent au total environ 18% de la superficie de Paris.

La typologie des aménagements réalisés dans les deux types de quartiers est similaire. Dans toutes les zones, sont instaurés une limitation de la vitesse à 30 km/h et un marquage des entrées et sorties par des passages piétons surélevés. S'ajoutent ensuite selon les quartiers une surélévation des carrefours ou des passages piétons, la création de parcs de stationnement pour deux-roues, le recalibrage des voies ou l'élargissement des trottoirs, la mise en place de ralentisseurs, l'amélioration de l'éclairage public, le renforcement de la présence du végétal, la remise à double sens de voies à sens unique afin de limiter la vitesse de circulation, la facilitation du stationnement des résidents ou encore, la mise en place de couloirs à contresens pour les vélos dans les voies uniques.

Dans la pratique, les aménagements effectivement réalisés mettent en lumière des différences significatives entre les quartiers verts et tranquilles. Le plan de circulation est beaucoup plus souvent repensé dans les quartiers verts, principalement pour casser les itinéraires malins et pour contraindre les automobilistes à se rabattre sur le réseau d'intérêt général. En outre, la doctrine « Quartiers Verts » donne une place beaucoup plus importante au renforcement de la présence du végétal dans les quartiers. Enfin, les quartiers verts sont nettement plus grands que les quartiers tranquilles : 35 hectares en moyenne pour les premiers contre 21 pour les seconds.

Les informations que nous avons pu nous procurer sur les moyens financiers consacrés aux aménagements suggèrent également un effort budgétaire sensiblement plus élevé dans les quartiers verts (Tableau 1). Le budget moyen dans cinq quartiers verts s'élève à 1,8 millions d'euros par quartier soit 55 000 euros par hectare traité alors que le budget moyen pour la quasi-totalité des quartiers tranquilles n'est que de 564 000 euros soit 29 000 euros par hectare. Nous verrons que nos estimations reflètent ces différences.

Tableau 1 : Budgets moyens pour deux échantillons de quartiers verts et tranquilles

	Quartiers tranquilles*	Quartiers verts**
Budget moyen par quartier	0,56 million d'euros	1,8 millions d'euros
Budget par hectare	29 000 euros	55 000 euros

* : Budget prévisionnel moyen pour les 33 quartiers tranquilles des programmes 1997, 1998 et 1999. Source : Direction de la Voirie (2000b, p. 59).

** : Moyenne pour cinq quartiers : Aqueduc (10e), Saint Marthe (10e), Aligre (12e), Alésia-Tombe Issoire (14e), Cortambert (16e). Sources : site web de la Mairie de Paris et plaquettes de présentation des quartiers à l'attention des riverains.

3 Méthodologie

Pour évaluer l'impact des deux politiques sur les prix de l'immobilier, nous estimons un modèle de prix hédoniques standard en coupe instantanée en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires. Nous avons écarté les méthodes sur données de panel car le nombre de transactions répétées pour un même bien dans la base de données était trop faible.

3.1 Spécification économétrique

Nous retenons une spécification de l'équation de prix hédonique standard dans la littérature dans laquelle les prix et la surface sont exprimés en logarithme (voir, par exemple, Guttery, 2002, Ihlanfeldt, 2007, Netusil, 2005)⁴. L'équation générale s'écrit :

$$\ln P = \alpha_0 + \alpha_S \ln S + \alpha_I I + \alpha_E E + \alpha_T T + \beta_1 QT + \beta_2 QV + \gamma_1 zQT + \gamma_2 zQV + \varepsilon$$

⁴ Les ajustements statistiques des modèles linéaires et log-linéaires ont été comparés. Les coefficients de régression (R2) des deux modèles n'étant pas comparables, nous avons retenu la démarche proposée par Wooldridge (2006) : estimation du prix avec le modèle log-linéaire à partir de la valeur estimée de $\ln(\text{prix})$; le carré du coefficient de corrélation entre le prix estimé et observé peut être comparé avec le R2 obtenu avec le modèle linéaire. Dans tous les cas, le modèle en log s'est révélé plus performant.

P représente le prix de vente, S la surface habitable, I un vecteur de caractéristiques intrinsèques (étage, type d'appartement, nombre de pièces, etc.), E un vecteur de caractéristiques extrinsèques (distances aux aménités les plus proches, quartier administratif, revenu médian des ménages dans le quartier, etc.), T un vecteur de variables binaires annuelles.

QT et QV sont les variables principales puisqu'elles décrivent la localisation de la transaction dans un quartier tranquille ou dans un quartier vert. En fait, nous considérons deux variantes :

- Modèle 1 : QT et QV sont deux variables binaires égales à 1 si, au moment de la transaction, le logement est dans une zone aménagée en quartier tranquille (QT) ou en quartier vert (QV) ou en cours d'aménagement. Il s'agit d'apprécier l'effet fixe moyen des aménagements.
- Modèle 2 : Afin de mieux cerner la temporalité de l'impact des aménagements, QT est un vecteur de variables binaires qui signalent si la transaction a lieu dans une zone qui sera aménagée en quartier tranquille dans un an (QT_{-1}), dans une zone en cours d'aménagement (QT_0) ou dans un quartier tranquille τ année(s) après la fin des travaux : QT_{τ} . L'enjeu est de distinguer un éventuel effet d'anticipation l'année précédant le début des travaux, un effet pendant la période de travaux, et les effets chaque année suivant la fin des travaux. Le même principe s'applique pour les quartiers verts pour construire les variables QV_{-1} , QV_0 et QV_{τ} .

Finalement, les variables zQT et zQV sont des variables binaires qui indiquent si la transaction a lieu dans une zone qui, au moment de la transaction, est ou sera un quartier tranquille ou un quartier vert. Ces deux variables visent à contrôler sous la forme d'un effet fixe une spécificité des quartiers verts ou tranquilles qui ne serait pas capturée par les autres variables du modèle. Le raisonnement sous-jacent est le suivant : imaginons par exemple que l'on instaure un quartier tranquille dans un quartier déjà particulièrement calme sachant que cette caractéristique du logement est mal capturée par les variables du vecteur E des variables extrinsèques. Ne pas contrôler pour la spécificité de ce quartier conduirait à imputer indûment aux aménagements « Quartiers Tranquilles » les effets du calme sur les prix de l'immobilier.

Tout au long de l'article, nous n'utilisons pas de variables de localisation spécifiques à chaque quartier. Nous estimons ainsi des effets moyens sur *l'ensemble* des quartiers verts et tranquilles et non les impacts dans chaque quartier. Nous avons tenté de mettre en œuvre cette

dernière démarche. Les résultats mettent en lumière des impacts très contrastés selon les quartiers. Mais ces résultats sont trop fragiles pour être interprétés. En effet, les coefficients des variables de localisation s'interprètent en toute rigueur comme les variations de prix engendrées par les aménagements réalisés *ou* par des événements exogènes survenus au même moment (par exemple, une rénovation de logements de grande ampleur ou l'ouverture d'une crèche). Même si nous disposons de données très riches, rendant partiellement compte de l'évolution de l'environnement des biens échangés, nous ne pouvons capter tous les événements locaux. Cela rend fragile toute tentative d'estimation au niveau du quartier. En revanche, les estimations sur l'ensemble des quartiers sont moins sujettes à caution. Il semble en effet raisonnable de faire l'hypothèse que, sur un nombre relativement important de quartiers, les événements exogènes au modèle, positifs ou négatifs, se compensent globalement de telle sorte que les coefficients soient de bons estimateurs de l'effet moyen des aménagements « Quartiers Verts » ou « Tranquilles ».

3.2 Echantillons utilisés

Les modèles 1 et 2 sont estimés sur un premier échantillon (*Echantillon A*) qui décrit les transactions effectuées sur la période 1990-2005 afin d'englober notamment les premiers quartiers tranquilles aménagés en 1994.

Du fait d'un manque d'information sur les dates de travaux, nous écartons les transactions réalisées dans 4 des 31 quartiers tranquilles de Paris⁵. De la même manière, pour conserver un recul minimum dans l'estimation des effets des quartiers verts, nous ne considérons que les 8 quartiers verts finalisés au plus tard à la fin 2004, c'est-à-dire : Lune (2^e), Arènes (5^e), Broca (5^e), Orillon (11^e), Aligre (12^e), Pascal (13^e), Brochant (17^e) et Plateau (19^e). Les quartiers verts Saint Placide (6^e) et Alésia - Tombe Issoire (14^e) achevés respectivement en 2003 et 2004 mais qui englobent d'anciens quartiers tranquilles ne sont pas pris en compte. L'enjeu de l'article est en effet d'apprécier de manière séparée l'impact des politiques « Quartiers Tranquilles » et « Quartiers Verts ». Les quartiers ayant bénéficié des deux politiques sont donc exclus de l'analyse pour ne pas biaiser les résultats. Au final, l'échantillon *A* compte 155 012 transactions sur cette période.

Nous effectuons également nos estimations sur un échantillon *B* se limitant aux transactions de la période 1998-2005 pour évaluer l'effet des seuls quartiers verts – dont les

⁵ Ne sont pas pris en compte les quartiers tranquilles Saint Louis (4^e), Saint Séverin (5^e), Notre Dame des Champs (6^e) et Plaisance (14^e).

premiers travaux n'ont débuté qu'en 2001. La taille de l'échantillon est alors de 103 457 observations. Considérer une période plus courte présente au moins trois avantages. Tout d'abord, nous réalisons nos estimations sur un régime stable d'évolution des prix. En effet, l'année 1997 est une année charnière : avant 1997 les prix moyens diminuent ; après 1997, ils augmentent. Par ailleurs, le modèle de base fait l'hypothèse que les prix implicites des différents attributs des logements (surface, localisation, etc.) sont constants dans le temps. Cette hypothèse est manifestement moins forte sur une période d'estimation de huit ans (1998-2005) que sur une période d'estimation de seize ans (1990-2005). Enfin, nous cherchons à estimer l'impact des quartiers verts ou tranquilles par rapport à une référence : les prix observés dans ces quartiers *avant* les réaménagements. En ce qui concerne les quartiers verts, considérer l'échantillon *B* permet d'utiliser une période de référence plus satisfaisante : grosso modo les cinq années précédant le lancement des premiers travaux (comme dans le cas des quartiers tranquilles avec l'échantillon *A*). Considérer l'échantillon *A* implique d'utiliser une période de référence deux fois plus longue qui reflète a priori moins bien les prix observés dans les quartiers avant les réaménagements. Au final, ces différents arguments nous amèneront à préférer l'estimation de l'effet « quartiers verts » réalisée avec l'échantillon *B*.

QT et QV sont des variables décrivant des choix (en l'occurrence de la mairie de Paris). Un problème d'endogénéité est donc susceptible d'apparaître dans la mesure où ces variables peuvent être corrélées avec des caractéristiques non observées qui sont donc reléguées dans le terme d'erreur. Nous n'avons pu mettre en œuvre une méthode instrumentale pour contrôler ce problème faute d'instruments valides. Toutefois, la prise en compte dans notre modèle de nombreuses variables spatialisées décrivant l'environnement des logements (cf. section suivante) limite grandement le problème.

Un second problème concerne l'endogénéité potentielle de certaines caractéristiques du logement, comme la surface. L'acheteur choisit en effet simultanément le prix du logement et sa surface. Ces deux choix étant dictés par les caractéristiques personnelles de l'acheteur, il est possible d'observer une corrélation entre le terme d'erreur du modèle et la variable de surface. Faute de bons instruments nous ne pouvons toutefois contrôler ce problème.⁶

⁶ Notons qu'il s'agit d'une limite courante dans la littérature. Par exemple, aucune des études citées en introduction ne traite les problèmes d'endogénéité des caractéristiques du logement et seules deux d'entre elles traitent l'endogénéité d'autres variables. Cavailhès (2005) et Cavailhès et al. (2007) font partie des rares études à traiter le problème d'endogénéité des caractéristiques du logement. Ils mobilisent pour cela des données sur les caractéristiques démographiques et socio-économiques des ménages dont nous ne disposons pas.

4 Description des données

Comme nous l'avons évoqué en introduction, nous avons pu récolter une information très riche sur les prix et les caractéristiques intrinsèques et extrinsèques des logements échangés. La liste des variables, leurs sources ainsi que quelques statistiques descriptives sont présentés dans le Tableau 2 pour les caractéristiques intrinsèques de l'échantillon A et dans le Tableau 3 pour les caractéristiques extrinsèques⁷.

4.1 Caractéristiques intrinsèques des logements

Le prix et les caractéristiques intrinsèques des logements échangés proviennent de la Base d'Informations Economiques Notariales (BIEN) de la Chambre des Notaires de Paris. Cette base est constituée à partir des actes de vente qui sont effectivement signés dans les études des notaires. Nous retenons dans nos estimations des variables standards dans ce type d'étude : la surface habitable, l'époque de construction, le nombre de pièces principales, l'étage, la présence d'un ascenseur, d'un garage, l'occupation par un tiers lors de la vente de l'appartement et le type d'appartement (duplex, loft, etc.). La base BIEN nous renseigne également sur le type de voie sur laquelle est situé le logement (avenue, boulevard, etc.). Comme Barthélémy et al. (2007) nous introduisons cette information dans nos régressions.

La base initiale fournie par la Chambre des Notaires de Paris décrit environ 505 000 transactions d'appartements réalisées à Paris intra muros entre 1990 et 2005. Cet échantillon n'est toutefois pas exhaustif. En 2001, le taux de couverture était estimé à environ 89% des transactions mais ce taux a été plus faible dans le passé. Ceci est lié au fait que la base est alimentée par les notaires sur une base volontaire. Il n'y a cependant pas lieu de penser que cet échantillonnage soit non aléatoire.

Nous avons « nettoyé » cet échantillon initial de 505 000 transactions de manière à supprimer les ventes atypiques (viagers, greniers à aménager, surfaces habitables inférieures à 9 m², etc.) ainsi que les 2% de transactions les plus chères et les 2% de transactions les moins chères (au m²). Les observations pour lesquelles au moins une variable clé n'est pas renseignée ont également été supprimées.⁸

⁷ Les annexes 3 et 4 donnent le détail des statistiques descriptives selon que le logement soit situé dans un quartier vert, tranquille ou aucun des deux.

⁸ La seule exception concerne la présence d'un ascenseur pour laquelle nous avons recours à des corrections de bon sens en nous inspirant de Barthélémy et al. (2007). Ainsi, si nous savons qu'un immeuble est équipé d'un ascenseur à une date t , nous considérons que tous les appartements de l'immeuble vendus à une date postérieure bénéficient également de la présence d'un ascenseur.

Tableau 2 : Définition des variables intrinsèques, sources et statistiques descriptives pour l'échantillon A (1990-2005, 155 012 observations)

Variable	Définition	Source	Moy.	Ecart type
PRIX	Montant de la vente en euros 2005	BIEN	196420	187393
In_PRIX	Logarithme naturel du prix de vente	BIEN	11,85	0,82
SURFACE	Surface habitable en m ²	BIEN	52	36
In_SURFACE	Logarithme naturel de la surface habitable	BIEN	3,76	0,63
E _j (j=1,...,9)	= 1 si situé au j-ème étage, 0 sinon	BIEN	n.r.	—
E_ASCENSEUR _i (j=1, ...,9)	= 1 si situé au j-ème étage avec ascenseur, 0 sinon	BIEN	n.r.	—
2PIECES	= 1 si 2 pièces principales, 0 sinon	BIEN	0,34	—
3PIECES	= 1 si 3 pièces principales, 0 sinon	BIEN	0,22	—
4PIECES	= 1 si 4 pièces principales, 0 sinon	BIEN	0,11	—
5PIECES	= 1 si 5 pièces principales ou +, 0 sinon	BIEN	0,07	—
GARAGE	= 1 si au moins un garage, 0 sinon	BIEN	0,19	—
EPOQUE _j (j=2, ..., 8)	= 1 si immeuble construit à l'époque j, 0 sinon	BIEN	n.r.	—
ATELIER	= 1 si atelier d'artiste, 0 sinon	BIEN	<0,01	—
CHAMBRE	= 1 si chambre de bonne, 0 sinon	BIEN	0,04	—
DUPLEX	= 1 si duplex, 0 sinon	BIEN	0,02	—
LOGE_GARDIEN	= 1 si loge de gardien, 0 sinon	BIEN	<0,01	—
TRIPLEX	= 1 si triplex, 0 sinon	BIEN	<0,01	—
OCC_TIERS	= 1 si appartement occupé par un tiers, 0 sinon	BIEN	0,05	—
ANNEE _j (j=91, ...,05)	= 1 si vente effectuée l'année j, 0 sinon	BIEN	n.r.	—
TRIMESTRE _j (j=2,..., 4)	= 1 si vente effectuée au trimestre j, 0 sinon	BIEN	n.r.	—

n.r. : moyennes non reportées pour alléger la présentation.

4.2 Variables extrinsèques

Elles sont décrites dans le Tableau 3. Le prix d'un bien immobilier dépend de la présence d'aménités à proximité du logement : espaces verts, station de métro, etc. La base BIEN étant géocodée, nous avons pu calculer la distance à vol d'oiseau entre chaque appartement et différentes aménités urbaines décrites dans le Mode d'Occupation du Sol (MOS) de l'IAURIF : distance au parc ou jardin public le plus proche, distance à la première gare, à la première station de métro, au premier collège et au premier lycée. La distance au centre de

Paris est également retenue afin de mesurer indirectement le degré d'accessibilité au reste de la capitale et de la région⁹.

Le prix d'un bien immobilier dépend également de caractéristiques socio-économiques de l'environnement immédiat du logement. Sur ce point, l'INSEE fournit des données socio-économiques très fines, à l'échelle infra communale. L'INSEE découpe ainsi Paris en 967 zones IRIS-2000 contenant en moyenne 2 200 habitants. Pour chacune de ces zones, nous utilisons dans les régressions le revenu fiscal médian des ménages dans la zone IRIS-2000 du logement¹⁰, le pourcentage de jeunes de moins de 18 ans, le pourcentage de personnes ayant un diplôme de niveau Bac+3 et le pourcentage d'étrangers. Pour cette dernière variable, l'idée est de capter l'impact sur les prix de l'immobilier d'un éventuel désir d'entre-soi d'une partie des nationaux. Cette hypothèse trouve notamment sa légitimité dans l'observation d'une ségrégation territoriale très forte en France entre nationaux et étrangers (Maurin, 2004). Notre démarche sur ce point peut être rapprochée des nombreuses études de prix hédoniques américaines qui incluent de manière routinière les pourcentages de noirs, de blancs ou d'hispaniques (par exemple Bowes et Ihlanfeldt, 2001, Chattopadhyay, 1999, Ihlanfeldt, 2007, Song et Knapp, 2003, Zabel et Kiel, 2000). Les pourcentages de logements de différentes époques sont finalement utilisés pour apprécier le style architectural du quartier. En complément des données socio-économiques fournies par l'INSEE, la base BIEN nous renseigne sur l'appartenance du logement à une Zone Urbaine Sensible (ZUS). Nous calculons également la distance à la ZUS la plus proche.

Enfin, comme toutes ces variables ne peuvent capturer intégralement les effets d'environnement et de voisinage, nous introduisons une variable binaire pour 79 des 80 quartiers administratifs de Paris, le quartier de référence étant Saint Germain l'Auxerrois dans le 1^{er} arrondissement. Au total, la prise en compte de toutes ces variables spatialisées limite a priori le problème d'autocorrélation spatiale entre les logements situés dans une même zone.

⁹ Ces distances ont été calculées par D. Nguyen-Luong de l'IAURIF pour quatre années (1990, 1994, 1999 et 2003) afin de capter l'évolution de la distribution spatiale des aménités urbaines. Ne disposant toutefois pas de l'information pour chaque année de la période d'étude, les approximations suivantes sont retenues : les distances en 1990 pour les transactions immobilières de janvier 1990 à juin 1992 ; les distances en 1994 pour les transactions de juillet 1992 à 1996 ; les distances en 1999 pour les transactions de 1997 à juin 2001 ; et les distances en 2003 pour les transactions de juillet 2001 à 2005.

¹⁰ Comme nous ne disposons que des chiffres pour 2001 et 2002, nous mettons en œuvre les approximations suivantes : les revenus 2001 sont utilisés pour les transactions immobilières de 1990 à 2001 ; les revenus de 2002 sont utilisés pour les transactions immobilières de 2002 à 2005.

Tableau 3 : Définition des variables extrinsèques, sources et statistiques descriptives pour l'échantillon A (1990-2005, 155 012 observations)

Variable	Définition	Source	Moy.	Ecart type
dCENTREPARIS	Distance à la Place du Châtelet (x 100 m)	MOS	34,96	12,88
dMETRO	Distance à la station de métro la plus proche (x 100 m)	MOS	2,45	1,44
dGARE	Distance à la gare la plus proche (x 100 m)	MOS	10,42	5,97
dPARC	Distance au parc ou jardin public le plus proche (x 100 m)	MOS	1,11	0,82
dCOLLEGE	Distance au collège le plus proche (x 100 m)	MOS	1,50	1,02
dLYCEE	Distance au lycée le plus proche (x 100 m)	MOS	2,64	1,71
ALLEE	= 1 si situé dans une allée, 0 sinon	BIEN	<0,01	–
AVENUE	= 1 si situé sur une avenue, 0 sinon	BIEN	0,11	–
BOULEVARD	= 1 si situé sur un boulevard, 0 sinon	BIEN	0,09	–
IMPASSE	= 1 si situé dans une impasse, 0 sinon	BIEN	<0,01	–
PASSAGE	= 1 si situé dans un passage, 0 sinon	BIEN	0,01	–
PLACE	= 1 si situé sur une place, 0 sinon	BIEN	0,01	–
SQUARE	= 1 si situé dans un square, 0 sinon	BIEN	0,01	–
VILLA	= 1 si situé dans une villa, 0 sinon	BIEN	0,01	–
%EPOQUE _j (j=2, ..., 5)	% de logements construits à l'époque k dans la zone IRIS.	INSEE	n.r.	–
REVENU	Revenu par unité de consommation médian dans la zone IRIS (x 1000 €)	INSEE	22,57	6,62
%BAC3	% de la population de 15 ans ou + avec un diplôme Bac+3 ou + dans la zone IRIS	INSEE	0,30	0,08
%JEUNES	% de jeunes dans la zone IRIS	INSEE	0,18	0,04
%ETRANGERS	% d'étrangers dans la zone IRIS	INSEE	0,15	0,06
ZUS	= 1 si situé dans une Zone Urbaine Sensible, 0 sinon	MOS	0,05	–
dZUS	Distance à la Zone Urbaine Sensible la plus proche (x 100 m). dZUS=0 si ZUS=1	MOS	17,77	14,39
QUARTIER _j (j=2, ..., 80)	=1 si situé dans le j-ième quartier administratif, 0 sinon	BIEN	n.r.	–

n.r. : moyennes non reportées pour alléger la présentation.

4.3 Caractéristiques des quartiers verts et tranquilles

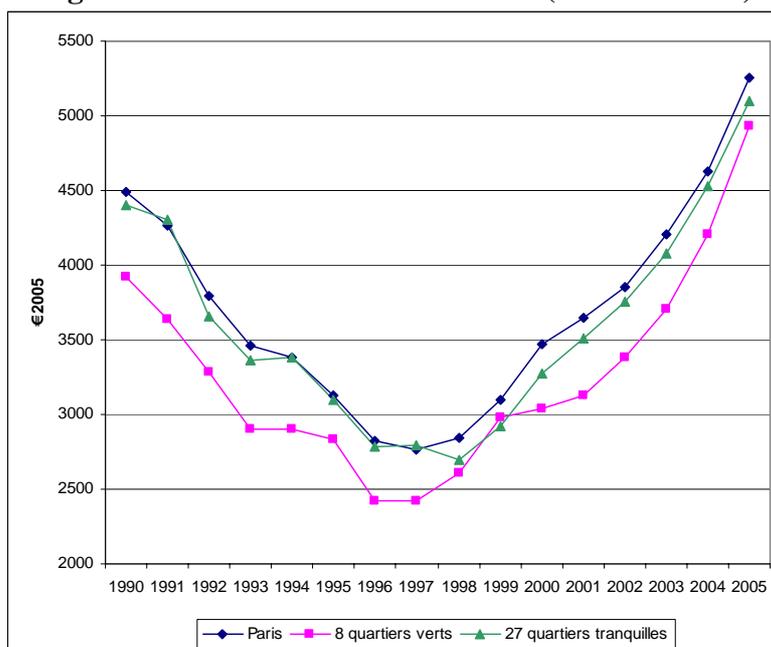
Les données concernant les périmètres précis des quartiers verts et tranquilles nous ont été fournies par l'Atelier Parisien d'Urbanisme (APUR) et par la Direction de la Voirie et des Déplacements de la Mairie de Paris. La Direction de la Voirie nous a également fourni la liste précise des aménagements réalisés pour plusieurs quartiers verts et tranquilles ainsi que les dates des travaux des quartiers verts. Nous n'avons pas pu obtenir en revanche les dates exactes des travaux d'aménagement de tous les quartiers tranquilles. A de nombreuses reprises nous avons donc dû inférer les périodes de travaux à partir de leur date de programmation, de l'état d'avancement des travaux au 31/12/1999 décrit dans deux rapports

de la Direction de la Voirie (2000a et 2000b), d'arrêtés de la Préfecture portant création de « Zones 30 », d'informations glanées dans la presse régionale et enfin en sachant que les derniers quartiers tranquilles ont été achevés en 2001.

Au total, 9% des 155 012 observations de l'échantillon de référence sont situées dans un quartier qui est ou deviendra un quartier tranquille (5% dans un quartier tranquille terminé ou en cours d'aménagement) et 4% sont situées dans un quartier qui est ou deviendra un quartier vert (dont 1% dans un quartier terminé ou en cours d'aménagement).

La Figure 1 présente finalement l'évolution des prix de vente au m² à Paris, dans les quartiers tranquilles et dans les quartiers verts pour la période 1990-2005. Nous ne considérons ici que les 27 quartiers tranquilles et les 8 quartiers verts analysés par la suite. Rappelons que la mise en œuvre de la politique « Quartiers Tranquilles » s'est étalée sur la période 1994-2001 tandis que la politique « Quartiers Verts » a débuté en 2001.

Figure 1 : Prix au m² de 1990 à 2005 (en euros 2005)



Source : Données Notaires d'Ile-de-France / Base BIEN. Les calculs sont réalisés sur les 155 012 observations de l'échantillon A. Les prix moyens au mètre carré sont calculés comme la somme des prix des logements rapportée à la somme des surfaces habitables. Cette convention est utilisée par l'INSEE pour ses études immobilières.

La Figure 1 met en lumière une évolution relativement similaire des prix à Paris et dans les quartiers tranquilles. En particulier, elle ne permet pas de déceler une hausse de prix consécutive à la mise en place des quartiers tranquilles. Les quartiers verts paraissent plus spécifiques sans qu'il soit possible d'interpréter les écarts avec la moyenne parisienne. Les résultats de l'estimation des prix hédoniques va nous permettre d'y voir plus clair.

5 Résultats

Les résultats complets sont présentés en annexe. La qualité des résultats est satisfaisante. Les modèles expliquent une grande partie de la variabilité de l'échantillon (R^2 ajusté de 0,92). La grande majorité des variables de contrôle des deux modèles sont significatives et ne présentent pas de signes absurdes¹¹. Comme les modèles ne diffèrent que par la spécification des variables QT et QV , les coefficients des variables de contrôle sont sans surprise très proches. Ils ne varient pas plus quand on utilise l'échantillon B (103 457 observations sur la période 1998-2005) au lieu de l'échantillon A (155 012 observations sur la période 1990-2005).

Examinons maintenant le Tableau 4 qui présente les résultats pour les quartiers verts. L'estimation du modèle 1 montre que, en moyenne, les aménagements dans ces quartiers ont engendré une hausse de prix significative de 2,9% à 5,1% selon l'échantillon concerné. Notons que le chiffre de 2,9% est clairement le plus solide car il est estimé sur une période d'évolution générale des prix homogène (hausse continue sur la période 1998-2005) et qu'il considère une période de référence « avant travaux » plus pertinente (cf. section 3.2). A titre indicatif, cette hausse relative représente un supplément de 89 euros au m^2 dans les quartiers verts (sur un prix initial moyen de 3090 euros). Cela correspond encore, grosso modo, à l'effet de 1,3 m^2 supplémentaires sur le prix d'un appartement de taille moyenne situé dans un quartier vert (44 m^2).

Le modèle 2 permet d'apprécier l'évolution de l'effet « quartiers verts » dans le temps. Il n'existe pas d'effet d'anticipation : les prix n'ont pas augmenté avant le lancement des travaux. L'échantillon B suggère même une baisse de prix mais elle n'est pas statistiquement significative. Un premier effet « quartier vert » apparaît dès la période de travaux (+2,0%). Il n'est toutefois significatif qu'au seuil de risque de 10% avec l'échantillon A et n'est pas confirmé par l'échantillon B . Un effet « quartier vert » plus prononcé apparaît l'année suivant la fin des travaux et semble s'accroître dans le temps : +0,6% à +3,0% selon les estimations la première année, +5,4% à +7,9% la deuxième. En revanche, la hausse de 14,0% à 17,2% observée la troisième année doit être interprétée avec beaucoup de précaution car elle ne prend en compte que l'effet d'un seul quartier (Orillon, 11^e)¹².

¹¹ Un test de Breusch-Pagan mettant en lumière la présence d'hétéroscédasticité dans les résidus, les tests de significativité sont réalisés en utilisant des écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité. Cette précaution ne modifie nos conclusions que pour quelques variables de contrôle.

¹² Nous n'avons pas assez de recul pour estimer l'effet à trois ans pour les autres quartiers.

Tableau 4 : Evaluation de l'effet « quartiers verts »

	Echantillon A (1990-2005, 155 012 obs.)	Echantillon B (1998-2005, 103 457 obs.)	Nb. de quartiers considérés	Nb. d'obs. concernées
Modèle 1				
Effet moyen	5,1%***	2,9%***	8	1751
Modèle 2				
Travaux - 1	0,9%	-1,5%	8	346
Travaux	2,0%*	-0,5%	8	567
Travaux + 1	3,0%**	0,6%	8	514
Travaux + 2	7,9%***	5,4%***	7	490
Travaux + 3	17,2%***	14,0%***	1	180

*** : significatif à 1% ; ** : significatif à 5% ; * significatif à 10%.

Les résultats sont sensiblement différents pour les quartiers tranquilles (Tableau 5). En moyenne, les aménagements n'ont engendré qu'une hausse de prix d'environ 1,5% dans les zones concernées. A titre indicatif, cette hausse correspond environ à l'effet de 0,7 m² supplémentaire sur le prix d'un appartement de taille moyenne situé dans un quartier tranquille (46 m²). Comme pour les quartiers verts, aucun effet d'anticipation n'est observé. Les prix baissent légèrement pendant la période de travaux (-1,0%) mais ce résultat n'est pas significatif statistiquement. Les années post-travaux présentent des hausses de prix relativement modestes (1 à 2%) qui ne sont significatives qu'à partir de la troisième année¹³. Un effet nettement plus important apparaît la sixième année (+9,5%). Ce dernier résultat est toutefois très fragile car il n'est estimé que sur quelques quartiers de l'échantillon. Nous n'avons en effet pas assez de recul pour l'estimer sur les autres quartiers.

¹³ Un test de significativité jointe (robuste à l'hétéroscédasticité) sur les deux premières années ne modifie pas les conclusions.

Tableau 5 : Evolution de l'effet « quartiers tranquilles »

	Echantillon A (1990-2005, 155 012 obs.)	Nb. de quartiers considérés	Nb. d'obs. concernées
Modèle 1			
Effet moyen	1,5%***	27	8242
Modèle 2			
Travaux – 1	0,0%	27	945
Travaux	-1,0%	27	2066
Travaux + 1	1,2%	27	855
Travaux + 2	1,3%	27	904
Travaux + 3	1,4%*	27	1147
Travaux + 4	2,1%***	27	1372
Travaux + 5	1,6%*	20	1089
Travaux + 6 ou +	9,5%***	8 [†]	809

*** : significatif à 1% ; ** : significatif à 5% ; * significatif à 10%.

† : L'évaluation à six ans est possible sur 8 quartiers, l'évaluation à sept ans ou plus n'est possible que pour 3 quartiers.

Même si ce n'est pas l'objet principal de l'article, revenons brièvement sur les résultats concernant les variables de contrôle de modèle. Nos estimations suggèrent que l'élasticité du prix à la surface de l'appartement est légèrement supérieure à 1 : lorsque la surface augmente de 1% le prix augmente d'un peu plus de 1%. On retrouve un résultat déjà mis en exergue par Barthélémy et al. (2007) sur données parisiennes. Sans surprise, le revenu médian dans le quartier augmente les prix de l'immobilier. Il en va de même pour le pourcentage de diplômés du supérieur. A l'inverse, les pourcentages de jeunes ou d'étrangers les font diminuer. Finalement, comme on pouvait s'y attendre, la proximité et a fortiori l'appartenance à une zone urbaine sensible diminuent les prix. L'aménité la plus valorisée est la proximité à un parc ou jardin public : lorsqu'on s'en éloigne de 100 mètres, le prix diminue de 0,6%. La proximité à une station de métro diminue le prix tandis que la proximité à une gare SNCF l'augmente. Ces résultats doivent être interprétés avec précaution. Dans un article de référence sur le sujet, Bowes et Ihlanfeldt (2001) montrent que l'influence d'une gare sur les prix de l'immobilier est complexe et dépend de plusieurs facteurs¹⁴. La proximité est ainsi susceptible de faire augmenter les prix via des gains évidents d'accessibilité mais également parce que les gares attirent souvent des commerces de proximité dont bénéficient les riverains. A l'opposé, les gares sont sources de bruit, de pollution, voire parfois de désagréments paysagers. Par ailleurs, en fournissant une plus grande accessibilité au quartier

¹⁴ Bowes et Ihlanfeldt (2001) étudient l'impact des « rail transit stations », c'est-à-dire les gares d'un réseau local situées en centre-ville ou en banlieue. Leur analyse reste selon nous largement éclairante pour les stations de métro et gares parisiennes.

pour les non riverains, les gares peuvent engendrer plus de criminalité. En ce qui concerne les établissements scolaires, il est assez contre intuitif d'observer que la proximité aux collèges et aux lycées diminue les prix de l'immobilier.

6 Conclusion

L'estimation d'un modèle de prix hédoniques sur plus de 155 000 transactions immobilières enregistrées à Paris entre 1990 et 2005 nous a permis d'évaluer l'impact sur les prix de l'immobilier des politiques « Quartiers Verts » et « Quartiers Tranquilles » de la Mairie de Paris.

Nous montrons que la politique des « Quartiers Verts », mise en place à partir 2001, a eu, en moyenne, un impact positif et statistiquement significatif sur les prix de l'immobilier. Toutes choses égales par ailleurs, les aménagements réalisés dans les quartiers verts ont engendré une hausse de prix moyenne de 3% dans les zones concernées par rapport au reste de Paris. A titre indicatif, cette hausse relative représente un supplément de 89 euros au m² dans les quartiers verts (sur un prix initial moyen de 3090 euros). Cela correspond encore, grosso modo, à l'effet de 1,3 m² supplémentaires sur le prix d'un appartement de taille moyenne situé dans un quartier vert (44 m²). Il s'agit par ailleurs d'un effet « post-travaux » puisque aucune variation de prix significative n'est observée avant ou pendant les travaux. Nous manquons toutefois de recul temporel pour savoir si cet effet est pérenne.

L'impact de la politique « Quartiers Tranquilles » (1994-2001) est en revanche moins prononcé. Les aménagements réalisés dans les quartiers tranquilles ont engendré une hausse de prix moyenne d'environ 1,5% dans les zones concernées. Ici aussi, il s'agit essentiellement d'un effet « post-travaux ».

Est-il surprenant d'observer un effet « quartiers verts » plus important que l'effet « quartiers tranquilles » ? Au regard des caractéristiques des deux politiques, la réponse est négative. En effet, bien que les deux politiques partagent les mêmes objectifs, le programme « Quartiers Verts » apparaît dans la pratique sensiblement plus volontariste. L'ampleur des remaniements des plans de circulation et l'effort de végétalisation sont ainsi plus importants. Les informations que nous avons pu nous procurer sur les moyens financiers consacrés aux deux politiques suggèrent également un effort budgétaire sensiblement plus élevé pour chaque quartier vert.

Sans que l'on puisse établir de lien de causalité dans le cadre de cette étude, il est en outre intéressant de noter que nos résultats sont cohérents avec l'idée d'une sensibilité croissante de la population parisienne à la question environnementale.

D'un point de vue économique, l'augmentation des prix de l'immobilier dans les quartiers traités est un indicateur de la réussite de la politique menée. En effet, elle signifie que certains agents économiques, les vendeurs et les acheteurs de biens immobiliers, valorisent l'amélioration (effective ou à venir) de la qualité de vie dans le quartier. L'évolution des prix n'est toutefois qu'un facteur parmi d'autres permettant de juger de la réussite de cette politique. De nombreux autres éléments devraient être pris en compte dans une analyse coût-bénéfice globale : par exemple, le coût des aménagements, l'impact sur la congestion automobile pour les non-riverains ou encore l'impact sur les commerces. Une analyse coût-bénéfice de ce type dépasse le cadre de notre étude.

Références

Barthélémy, F., Michelangeli, A. et Trannoy, A. (2007), La Rénovation de la Goutte d'Or est-elle un succès ? Un Diagnostic à l'Aide d'Indices de Prix Immobilier, *Economie et Prévision*, 180-181, pp. 107-126.

Boucq, E. and Papon, F. (2007), Assessment of the real estate benefits brought by a light rail infrastructure, quantitative results from a hedonic approach with extensive field data in the Hauts-de-Seine department, *Kuhmo Nectar Conference 2007*, 9-13 July 2007, Urbino.

Bowes, D.R. and Ihlanfeldt, K.R. (2001), Identifying the impacts of rail transit stations on residential property values, *Journal of Urban Economics*, 50 (1), pp. 1-25.

Cavailhès, J., Jayet, H., Brossard, T., Joly, D., Tourneux, F.P., Hilal, M., Wavresky, P., Le Gallo, J., Géniaux, G., Napoleone, C., Ovtracht, N. et Péguy, P.Y. (2007), La valeur économique des paysages, *Economie publique*, 20, pp. 11-35.

Cavailhès, J. (2005), Le prix des attributs du logement, *Economie et Statistique*, 381-382, pp. 91-123.

Chattopadhyay, S. (1999) Estimating the Demand for Air Quality: New Evidence Based on the Chicago Housing Market, *Land Economics*, 75 (1), pp. 22-38.

Direction de la Voirie et des Déplacements de la Mairie de Paris (2000a), Quartiers tranquilles – Etat des opérations réalisées au 31 décembre 1999, mai 2000.

Direction de la Voirie et des Déplacements de la Mairie de Paris (2000b), Les quartiers tranquilles à Paris – 1996-1999, janvier 2000.

Guttery, R. S. (2002), The effects of subdivision design on housing values: the case of alleyways, *Journal of Real Estate Research*, 23 (3), pp. 265-274.

IAURIF - Nguyen-Luong D. (2006), Contribution au projet *SIMAUURIF* : Recueil et analyse de données de prix de l'immobilier résidentiel en Ile-de-France. Cas du T1 et d'EOLE. Estimation d'un modèle de prix hédonique, Etude commandée par Réseau Ferré de France.

Ihlanfeldt K.R. (2007), The effect of land use regulation on housing and land prices, *Journal of Urban Economics*, 61 (3), pp. 420-435.

Maurin, E. (2004), Le ghetto français – Enquête sur le séparatisme social, La République des idées, Seuil.

McMillen, Daniel P., and John F. McDonald (2002), Land Values in a Newly Zoned City, *The Review of Economics and Statistics*, 84 (1), pp. 62–72.

Netusil, N. (2005), The effect of environmental zoning and amenities on property values, *Land Economics*, 81 (2), pp. 227-246.

Quigley, J.M. and L.A. Rosenthal L.A. (2005), The effects of land use regulation on the price of housing: What do we know? What can we learn?, *Cityscape*, 8 (1), pp. 69–137.

Song, Y. and Knapp, G. (2003), New urbanism and housing values: a disaggregate assessment, *Journal of Urban Economics*, 54 (2), pp. 218–238.

Tu, C. and Eppli, M. (1999), Valuing New Urbanism: The Case of Kentlands, *Real Estate Economics*, 27 (3), pp. 425-451.

Wooldridge, J. M. (2006), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Third Edition. South Western.

Zabel, J. E. and K. A. Kiel (2000), Estimating the Demand for Air Quality in Four U.S. Cities, *Land Economics*, 76 (2), pp. 174–194.

Annexe 1 : Liste des 31 quartiers tranquilles début 2008

Nom du quartier	Arr.	Programme	Réalisation des travaux	Superficie (ha)
Saint Honoré	1 ^{er}	1998	2000	7
Saint Louis	4 ^e	1997	1997-1999*	9
Saint Paul	4 ^e	1997	1997-1999*	16
Bernardins-St Victor	5 ^e	1999	2000-2001*	21
Censier	5 ^e	1999	2000-2001*	30
Mouffetard	5 ^e	1994	1996-1997*	27
Saint Séverin	5 ^e	n.d.	n.d.	5
Ulm	5 ^e	1997	1997-1999*	17
Val de Grâce	5 ^e	1998	1998-1999*	19
N.D. des Champs	6 ^e	1997	n.d.	19
Bellechasse	7 ^e	1999	2000	20
Verneuil	7 ^e	1998	1999-2000	15
Milton	9 ^e	1998	2000	7
Lancry	10 ^e	1998	2000-2001	16
Saint Sébastien	11 ^e	1998	1999-2000*	20
Brèche aux Loups	12 ^e	1997	1997-1999*	39
Butte aux Cailles	13 ^e	1994	1994-1995*	16
Croulebarbe	13 ^e	1997	1998-2000*	37
Nationale	13 ^e	1994	1994-1995*	47
Ouest	14 ^e	2000-2001	2000-2001*	13
Plaisance	14 ^e	1998	1998-2001*	9
Dupleix	15 ^e	1999	2000-2001	19
Sébastien Mercier	15 ^e	1998	2000	12
Eylau	16 ^e	1999	2000	28
Davy	17 ^e	1997	1998-2001*	17
Poncelet	17 ^e	1998	1999-2000*	19
Poteau	18 ^e	1998	2000*	18
Simplon	18 ^e	1997	1998-2000*	14
Moselle	19 ^e	n.d.	2000-2001	39
Rébéval	19 ^e	1998	1999-2000	19
Réunion	20 ^e	n.d.	2000-2001*	43

Sources pour les périodes de réalisation des travaux : Direction de la Voirie, sauf pour le quartier Saint Honoré (Le Parisien, 08/06/2000 et 07/09/2000), le quartier Milton (Le Parisien, 04/08/2000 et Préfecture de Police) et les quartiers mentionnés par « * ». Pour ces derniers, il s'agit d'estimations réalisées à partir des années de programmation, de l'état d'avancement des travaux au 31/12/1999 décrit dans deux rapports de la Direction de la Voirie (2000a et 2000b), d'arrêtés de la Préfecture portant création de « Zones 30 » et d'informations glanées dans la presse régionale. Source pour les superficies: APUR.

Annexe 2 : Liste des 36 quartiers verts début 2008

Nom du quartier	Arr.	Réalisation des travaux	Superficie (ha)
Mairie du 1er	1 ^{er}	2006	10
Lune	2 ^e	2001-2003	4
Sentier	2 ^e	2006	25
Bretagne	3 ^e	2004-2006	23
Arsenal	4 ^e	2006	16
Marais	4 ^e	2005-2007	29
Arènes	5 ^e	2002-2003	14
Broca	5 ^e	2002-2003	9
Saint-Germain	6 ^e	2004-2005	40
Saint-Placide	6 ^e	2002-2003	26
Université	7 ^e	2006	38
Faubourg Montmartre	9 ^e	2005-2006	38
Aqueduc	10 ^e	2005-2006	28
Faubourg Saint-Denis	10 ^e	2004-2005	50
Sainte Marthe	10 ^e	2004-2005	22
La Forge Royale	11 ^e	2004-2005	16
Orillon	11 ^e	2002	36
Roquette	11 ^e	2006-2007	50
Aligre	12 ^e	2003-2004	23
Voûte Bel-Air	12 ^e	2004-2005	80
Château des Rentiers	13 ^e	2005-2006	63
Pascal	13 ^e	2003	6
Peupliers	13 ^e	2003-2005	39
Alésia – Tombe Issoire	14 ^e	2002-2004	68
Commerce	15 ^e	2005-2007	44
Cortambert	16 ^e	2003-2005	28
Brochant	17 ^e	2003	18
Jonquière	17 ^e	2005-2006	48
Mairie du 17e	17 ^e	2005-2006	32
Butte Montmartre	18 ^e	2006-2007	88
Cavallotti	18 ^e	2004-2006	14
Flandre	19 ^e	2006-2007	38
Plateau	19 ^e	2002-2003	38
Belleville	20 ^e	2004-2006	57
Porte de Ménilmontant	20 ^e	2005-2006	56
Sorbier	20 ^e	2006-2007	47

Source pour les périodes de travaux : Direction de la Voirie. Source pour les superficies : APUR.

Annexe 3 : Statistiques descriptives des variables intrinsèques selon le type de quartier pour l'échantillon A (1990-2005, 155 012 obs.)

Variable	Quartiers tranquilles uniquement* (13 542 obs.)		Quartiers verts uniquement** (5 426 obs.)		Reste de Paris*** (136 044 obs.)	
	Moy.	Ecart type	Moy.	Ecart type	Moy.	Ecart type
PRIX	169910	160171	146448	115397	201058	191667
ln_PRIX	11,73	0,78	11,63	0,74	11,88	0,82
SURFACE	46	30	44	25	53	36
ln_SURFACE	3,65	0,60	3,62	0,56	3,77	0,63
E _j (j=1,...,9)	n.r.	–	n.r.	–	n.r.	–
E_ASCENSEUR _j (j=1, ...,9)	n.r.	–	n.r.	–	n.r.	–
2PIECES	0,37	–	0,38	–	0,33	–
3PIECES	0,20	–	0,20	–	0,22	–
4PIECES	0,09	–	0,09	–	0,11	–
5PIECES	0,05	–	0,03	–	0,07	–
GARAGE	0,17	–	0,19	–	0,19	–
EPOQUE _j (j=2, ..., 8)	n.r.	–	n.r.	–	n.r.	–
ATELIER	<0,01	–	<0,01	–	<0,01	–
CHAMBRE	0,04	–	0,04	–	0,04	–
DUPLEX	0,03	–	0,02	–	0,02	–
LOGE_GARDIEN	<0,01	–	<0,01	–	<0,01	–
TRIPLEX	<0,01	–	<0,01	–	<0,01	–
OCC_TIERS	0,05	–	0,06	–	0,05	–
ANNEE _j (j=91, ...,05)	n.r.	–	n.r.	–	n.r.	–
TRIMESTRE _j (j=2,..., 4)	n.r.	–	n.r.	–	n.r.	–

* : Zones qui sont ou seront des quartiers tranquilles (i.e., $z_{QT}=1$)

** : Zones qui sont ou seront des quartiers verts (i.e., $z_{QV}=1$)

*** : Zones qui ne sont ou qui ne seront pas des quartiers verts ou tranquilles (i.e., $z_{QT}=0$ et $z_{QV}=0$)

n.r. : non reporté pour alléger la présentation

Annexe 4 : Statistiques descriptives des variables extrinsèques selon le type de quartier pour l'échantillon A (1990-2005, 155 012 obs.)

Variable	Quartiers tranquilles uniquement* (13 542 obs.)		Quartiers verts uniquement** (5 426 obs.)		Reste de Paris*** (136 044 obs.)	
	Moy.	Ecart type	Moy.	Ecart type	Moy.	Ecart type
dCENTREPARIS	33,31	11,06	27,26	6,50	35,44	13,12
dMETRO	2,47	1,20	2,24	0,89	2,45	1,48
dGARE	10,08	4,58	13,00	6,04	10,35	6,07
dPARC	1,28	0,92	1,28	0,81	1,09	0,81
dCOLLEGE	1,14	0,81	0,92	0,61	1,55	1,04
dLYCEE	2,36	1,51	4,38	1,65	2,60	1,69
ALLEE	<0,01	–	0,00	–	<0,01	–
AVENUE	<0,01	–	0,00	–	0,12	–
BOULEVARD	0,00	–	0,01	–	0,10	–
IMPASSE	0,01	–	<0,01	–	<0,01	–
PASSAGE	0,02	–	<0,01	–	0,01	–
PLACE	0,01	–	0,02	–	0,01	–
SQUARE	<0,01	–	0,01	–	0,01	–
VILLA	0,01	–	<0,01	–	0,01	–
%EPOQUE _j (j=2, ..., 5)	n.r.	–	n.r.	–	n.r.	–
REVENU	21,51	5,58	18,31	5,60	22,84	6,68
%BAC3	0,29	0,08	0,26	0,08	0,30	0,08
%JEUNES	0,17	0,04	0,18	0,03	0,18	0,04
%ETRANGERS	0,15	0,05	0,20	0,09	0,15	0,06
ZUS	0,05	–	0,36	–	0,04	–
dZUS	16,76	12,65	8,12	10,30	18,26	14,55
QUARTIER _j (j=2, ..., 80)	n.r.	–	n.r.	–	n.r.	–

* : Zones qui sont ou seront des quartiers tranquilles (i.e., $z_{QT}=1$)

** : Zones qui sont ou seront des quartiers verts (i.e., $z_{QV}=1$)

*** : Zones qui ne sont ou qui ne seront pas des quartiers verts ou tranquilles (i.e., $z_{QT}=0$ et $z_{QV}=0$)

n.r. : non reporté pour alléger la présentation

Annexe 5 : Résultats de l'estimation du modèle 1 avec l'échantillon A

	Coeff. Est.	Ecart type*	p-Value*
ln_SURFACE	1.03472	0.00266	0.000
E _j (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
E_ASCENSEUR _j (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
2PIECES	-0.02557	0.00216	0.000
3PIECES	-0.00540	0.00301	0.073
4PIECES	0.01122	0.00386	0.004
5PIECES	0.02296	0.00494	0.000
GARAGE	0.05938	0.00190	0.000
EPOQUE _j (j=2, ..., 8)	n.r.	n.r.	n.r.
ATELIER	0.07890	0.02528	0.002
CHAMBRE	-0.16361	0.00467	0.000
DUPLEX	0.09889	0.00437	0.000
LOGE_GARDIEN	-0.24564	0.05939	0.000
TRIPLEX	0.15311	0.01893	0.000
OCC_TIERS	-0.17589	0.00341	0.000
ANNEE _j (j=91, ..., 05)	n.r.	n.r.	n.r.
TRIMESTRE _j (j=2, ..., 4)	n.r.	n.r.	n.r.
dCENTREPARIS	-0.00296	0.00019	0.000
dMETRO	0.00223	0.00047	0.000
dGARE	-0.00094	0.00022	0.000
dPARC	-0.00610	0.00087	0.000
dCOLLEGE	0.00223	0.00066	0.001
dLYCEE	0.00038	0.00044	0.387
ALLEE	-0.12491	0.01271	0.000
AVENUE	0.01351	0.00206	0.000
BOULEVARD	-0.01749	0.00226	0.000
IMPASSE	0.00619	0.00930	0.506
PASSAGE	-0.01823	0.00714	0.011
PLACE	0.01230	0.00638	0.054
SQUARE	0.02634	0.00791	0.001
VILLA	0.01739	0.00685	0.011
%EPOQUE _j (j=2, ..., 5)	n.r.	n.r.	n.r.
REVENU	0.00538	0.00033	0.000
%BAC3	0.22338	0.02285	0.000
%JEUNES	-0.34193	0.02565	0.000
%ETRANGERS	-0.28582	0.01674	0.000
ZUS	-0.01480	0.00399	0.000
dZUS	0.00291	0.00021	0.000
QUARTIER _j (j=2, ..., 80)	n.r.	n.r.	n.r.
QT	0.01530	0.00436	0.000
QV	0.05019	0.00714	0.000
zQT	-0.00429	0.00363	0.238
zQV	0.01013	0.00484	0.037
CONSTANTE	8.06076	0.06942	0.000

R2 ajusté = 0.92 ; 155 012 observations

* : robustes à l'hétéroscédasticité

n.r. : non reporté pour alléger la présentation

Annexe 6 : Résultats de l'estimation du modèle 1 avec l'échantillon B

	Coeff. Est.	Ecart type*	p-Value*
ln_SURFACE	1.04231	0.00310	0.000
E _j (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
E_ASCENSEUR _j (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
2PIECES	-0.02149	0.00253	0.000
3PIECES	-0.00534	0.00353	0.130
4PIECES	0.00720	0.00452	0.112
5PIECES	0.01157	0.00577	0.045
GARAGE	0.05756	0.00220	0.000
EPOQUE _j (j=2, ..., 8)	n.r.	n.r.	n.r.
ATELIER	0.11406	0.02932	0.000
CHAMBRE	-0.15878	0.00612	0.000
DUPLEX	0.10784	0.00509	0.000
LOGE_GARDIEN	-0.26034	0.06706	0.000
TRIPLEX	0.15656	0.02103	0.000
OCC_TIERS	-0.16732	0.00374	0.000
ANNEE _j (j=91, ...,05)	n.r.	n.r.	n.r.
TRIMESTRE _j (j=2,..., 4)	n.r.	n.r.	n.r.
dCENTREPARIS	-0.00291	0.00023	0.000
dMETRO	0.00239	0.00056	0.000
dGARE	-0.00090	0.00026	0.001
dPARC	-0.00451	0.00104	0.000
dCOLLEGE	0.00217	0.00077	0.005
dLYCEE	0.00113	0.00052	0.031
ALLEE	-0.10680	0.01349	0.000
AVENUE	0.00963	0.00242	0.000
BOULEVARD	-0.01448	0.00268	0.000
IMPASSE	0.01705	0.01022	0.095
PASSAGE	-0.00897	0.00814	0.271
PLACE	0.01782	0.00693	0.010
SQUARE	0.03564	0.00901	0.000
VILLA	0.01629	0.00796	0.041
%EPOQUE _j (j=2, ..., 5)	n.r.	n.r.	n.r.
REVENU	0.00473	0.00039	0.000
%BAC3	0.24718	0.02681	0.000
%JEUNES	-0.33165	0.03060	0.000
%ETRANGERS	-0.32483	0.02095	0.000
ZUS	-0.01521	0.00496	0.002
dZUS	0.00309	0.00025	0.000
QUARTIER _j (j=2, ..., 80)	n.r.	n.r.	n.r.
QT	0.02432	0.00782	0.002
QV	0.02819	0.00849	0.001
zQT	-0.01775	0.00742	0.017
zQV	0.02056	0.00690	0.003
CONSTANTE	7.50398	0.06067	0.000

R2 ajusté = 0.92 ; 103 457 observations

* : robustes à l'hétéroscédasticité

n.r. : non reporté pour alléger la présentation.

Annexe 7 : Résultats de l'estimation du modèle 2 avec l'échantillon A

	Coeff. Est.	Ecart type*	p-Value*
ln_SURFACE	1.03487	0.00266	0.000
E _j (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
E_ASCENSEUR _j (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
2PIECES	-0.02556	0.00216	0.000
3PIECES	-0.00551	0.00301	0.067
4PIECES	0.01112	0.00385	0.004
5PIECES	0.02272	0.00494	0.000
GARAGE	0.05948	0.00190	0.000
EPOQUE _j (j=2, ..., 8)	n.r.	n.r.	n.r.
ATELIER	0.07870	0.02526	0.002
CHAMBRE	-0.16346	0.00467	0.000
DUPLEX	0.09872	0.00437	0.000
LOGE_GARDIEN	-0.24525	0.05945	0.000
TRIPLEX	0.14761	0.01903	0.000
OCC_TIERS	-0.17579	0.00341	0.000
ANNEE _j (j=91, ...,05)	n.r.	n.r.	n.r.
TRIMESTRE _j (j=2,..., 4)	n.r.	n.r.	n.r.
dCENTREPARIS	-0.00299	0.00019	0.000
dMETRO	0.00230	0.00047	0.000
dGARE	-0.00098	0.00022	0.000
dPARC	-0.00616	0.00087	0.000
dCOLLEGE	0.00228	0.00066	0.001
dLYCEE	0.00040	0.00044	0.366
ALLEE	-0.12608	0.01273	0.000
AVENUE	0.01364	0.00206	0.000
BOULEVARD	-0.01758	0.00226	0.000
IMPASSE	0.00625	0.00931	0.502
PASSAGE	-0.01854	0.00712	0.009
PLACE	0.01251	0.00638	0.050
SQUARE	0.02573	0.00793	0.001
VILLA	0.01820	0.00684	0.008
%EPOQUE _j (j=2, ..., 5)	n.r.	n.r.	n.r.
REVENU	0.00543	0.00033	0.000
%BAC3	0.22077	0.02284	0.000
%JEUNES	-0.34100	0.02564	0.000
%ETRANGERS	-0.28349	0.01674	0.000
ZUS	-0.01752	0.00400	0.000
dZUS	0.00283	0.00021	0.000
QUARTIER _j (j=2, ..., 80)	n.r.	n.r.	n.r.
QT ₋₁	-0.00043	0.00855	0.959
QT ₀	-0.01041	0.00641	0.104
QT ₁	0.01189	0.00913	0.193
QT ₂	0.01261	0.00882	0.153
QT ₃	0.01355	0.00803	0.092
QT ₄	0.02071	0.00745	0.005
QT ₅	0.01563	0.00824	0.058
QT ₆	0.09045	0.00866	0.000
QV ₋₁	0.00848	0.01326	0.522
QV ₀	0.01995	0.01094	0.068
QV ₁	0.02930	0.01153	0.011
QV ₂	0.07649	0.01138	0.000
QV ₃	0.15880	0.01790	0.000
zQT	-0.00485	0.00400	0.225
zQV	0.01022	0.00508	0.044
CONSTANTE	8.06207	0.06929	0.000

R2 ajusté = 0.92 ; 155 012 observations

* : robustes à l'hétéroscédasticité

n.r. : non reporté pour alléger la présentation.

Annexe 8 : Résultats de l'estimation du modèle 2 avec l'échantillon B

	Coeff. Est.	Ecart type*	p-Value*
ln_SURFACE	1.04247	0.00310	0.000
E _j (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
E_ASCENSEUR _j (j=1,...,9)	n.r.	n.r.	n.r.
2PIECES	-0.02148	0.00253	0.000
3PIECES	-0.00542	0.00352	0.124
4PIECES	0.00713	0.00452	0.114
5PIECES	0.01137	0.00576	0.048
GARAGE	0.05761	0.00219	0.000
EPOQUE _j (j=2, ..., 8)	n.r.	n.r.	n.r.
ATELIER	0.11370	0.02932	0.000
CHAMBRE	-0.15867	0.00613	0.000
DUPLEX	0.10764	0.00508	0.000
LOGE_GARDIEN	-0.26007	0.06713	0.000
TRIPLEX	0.14988	0.02119	0.000
OCC_TIERS	-0.16724	0.00374	0.000
ANNEE _j (j=91, ...,05)	n.r.	n.r.	n.r.
TRIMESTRE _j (j=2,..., 4)	n.r.	n.r.	n.r.
dCENTREPARIS	-0.00297	0.00023	0.000
dMETRO	0.00247	0.00056	0.000
dGARE	-0.00098	0.00026	0.000
dPARC	-0.00462	0.00104	0.000
dCOLLEGE	0.00228	0.00077	0.003
dLYCEE	0.00118	0.00052	0.025
ALLEE	-0.10841	0.01351	0.000
AVENUE	0.00988	0.00242	0.000
BOULEVARD	-0.01468	0.00268	0.000
IMPASSE	0.01730	0.01024	0.091
PASSAGE	-0.00944	0.00810	0.244
PLACE	0.01822	0.00692	0.008
SQUARE	0.03468	0.00903	0.000
VILLA	0.01779	0.00795	0.025
%EPOQUE _j (j=2, ..., 5)	n.r.	n.r.	n.r.
REVENU	0.00479	0.00039	0.000
%BAC3	0.24352	0.02679	0.000
%JEUNES	-0.33199	0.03058	0.000
%ETRANGERS	-0.32246	0.02095	0.000
ZUS	-0.01911	0.00499	0.000
dZUS	0.00296	0.00025	0.000
QUARTIER _j (j=2, ..., 80)	n.r.	n.r.	n.r.
QT ₋₁	0.00023	0.01465	0.987
QT ₀	-0.00786	0.01252	0.530
QT ₁	0.02214	0.01399	0.114
QT ₂	0.02023	0.01380	0.143
QT ₃	0.02696	0.01321	0.041
QT ₄	0.03305	0.01289	0.010
QT ₅	0.03176	0.01338	0.018
QT ₆	0.09712	0.01374	0.000
QV ₋₁	-0.01548	0.01435	0.281
QV ₀	-0.00464	0.01226	0.705
QV ₁	0.00610	0.01278	0.633
QV ₂	0.05273	0.01263	0.000
QV ₃	0.13063	0.01862	0.000
zQT	-0.01990	0.01131	0.079
zQV	0.02396	0.00775	0.002
CONSTANTE	7.50825	0.06035	0.000

R2 ajusté = 0.92 ; 103 457 observations

* : robustes à l'hétéroscédasticité

n.r. : non reporté pour alléger la présentation.