



---

## L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel et Alain Trannoy

---



**Édition électronique**

URL : <http://economiepublique.revues.org/6202>  
ISSN : 1778-7440

**Éditeur**

IDEP - Institut d'économie publique

**Édition imprimée**

Date de publication : 1 février 2008  
ISBN : 45-31-94-N  
ISSN : 1373-8496

**Référence électronique**

Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel et Alain Trannoy, « L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 20 | 2007/1, mis en ligne le 12 mars 2008, consulté le 30 septembre 2016. URL : <http://economiepublique.revues.org/6202>

---

Ce document est un fac-similé de l'édition imprimée.

© Tous droits réservés

public economics  
**économie publique**

Revue de l'**Institut d'Économie Publique**

Deux numéros par an

**n° 20** – 2007/1



**économie**publique sur internet : [www.economiepublique.fr](http://www.economiepublique.fr)

© Institut d'économie publique – IDEP

Centre de la Vieille-Charité

2, rue de la Charité – F-13002 Marseille

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

Imprimé en France.

La revue **économie**publique bénéficie du soutien du Conseil régional Provence-Alpes-Côte d'Azur

ISSN 1373-8496

Dépôt légal février 2008 – n° imprimeur 453194N

## L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

Pierre-Henri Bono \*

Nicolas Gravel \*\*

Alain Trannoy \*\*\*

### Résumé

Cet article met en œuvre une méthode d'identification empirique de la contribution agrégée des aménités d'une zone urbaine qui fait abstraction de ses caractéristiques de *localisation*. Une fonction hédonique est estimée sur un échantillon de 29 000 ventes de logements en habitat collectif réalisées à Marseille, entre 1995 et 2000. Les variables mesurant les caractéristiques de localisation (proximité du Vieux-Port et de la mer, accessibilité au réseau routier) définies au niveau des 950 sections cadastrales de la ville de Marseille sont capitalisées de façon significative dans le prix du logement. L'intégration de ces variables de localisation dans la fonction hédonique affecte significativement le pouvoir explicatif des quartiers, tel que mesuré par un effet fixe. La carte de la valorisation foncière des différents quartiers de Marseille, *nette de leur localisation* dessine un nouveau visage de la ville, où seuls les quartiers situés derrière le port de commerce apparaissent nettement dévalorisés.

\*. IDEP.

\*\**. Université de la Méditerranée (Aix-Marseille II) & IDEP-GREQAM.*

\*\*\*. EHESS & IDEP-GREQAM. Centre de la Vieille-Charité, 2, rue de la Charité, 13002 Marseille, France. Nous remercions, avec les précautions d'usage habituelles, Russell Davidson pour ses conseils ainsi que les deux rapporteurs pour leurs très utiles remarques.

---

## Summary

This paper implements an empirical identification method for the valuation of the aggregate contribution to property values of the amenities in an urban area but which does not take into account the specific location of the properties. We estimate a hedonic function over a sample of 29,000 sale of residential homes in the city of Marseille (France) between 1995 and 2000. Location variables (proximity to the “Vieux Port” and the sea, access to the road network) as define at the level of the 950 city divisions have a significant impact on house prices. Introducing location variables into the hedonic function changed the property value of Marseille’s districts using a dummy variable. The district map without these location effects reveals a new picture of the city where only the neighborhoods behind the commercial port have lower values.

**Mots clés :** Analyse hédonique, prix des logements, aménités publiques, interprétation variable indicatrice, Marseille.

**Keywords:** Hedonic Analysis, Housing Price, Public Amenities, Dummy Interpretation, Marseille.

J.E.L. : R12, R14, R31, R50

---

*« Nous étions en haut de la côte qui domine la ville du côté d’Aix. . .  
Comme je me suis senti pris d’amour pour cette mer antique dont  
j’avais tant rêvé. »*

Gustave Flaubert, *Les Mémoires d’un fou*.

## Introduction

Il est bien connu que la répartition de la population au sein d’une ville n’est pas uniforme et que les quartiers aisés sont fréquemment opposés aux quartiers populaires. Les modèles d’économie urbaine nous apprennent que les ménages riches tendent à remporter les enchères foncières et à décider de leur localisation, laissant les ménages moins fortunés s’installer dans les secteurs jugés moins agréables. L’agrément naturel – présence d’espaces verts, proximité des cours

L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

d'eau ou de la mer, relief, etc. – joue souvent un rôle déterminant dans cette localisation originelle. Dans un même ordre d'idée, les ménages aisés préfèrent souvent s'éloigner des grandes artères de circulation, synonymes de bruit et de pollution ainsi que des entrepôts ou zones industrielles.

La politique urbaine ne peut évidemment pas lutter contre cette correspondance entre zones objectivement agréables et habitat aisé, d'une part, et zones plus ingrates et populations défavorisées, d'autre part, car celle-ci est le fruit de l'inégalité des richesses couplée au fonctionnement normal du marché du logement. La politique urbaine peut en revanche entreprendre une multitude d'actions qui contribuent à rendre un quartier plus agréable, *étant donné sa localisation*. Citons à titre d'exemple la qualité des écoles, la sécurité publique, les équipements sportifs ou culturels, la plantation d'arbres, la rénovation des façades, la desserte en bus, l'aménagement de trottoirs, de rues piétonnes, de pistes cyclables et de places de stationnement. La question que nous examinons dans cet article est de savoir comment évaluer *de manière agrégée* la valorisation qu'accorde le marché du logement à ces caractéristiques du quartier affectées par la politique publique, étant donnée la localisation géographique du quartier.

La méthode d'évaluation que nous proposons repose sur l'analyse hédonique et prend pour cadre la ville de Marseille. Celle-ci constitue à l'évidence un champ d'expériences tout à fait approprié pour cette étude. D'une part, le rôle des éléments géographiques y est évident : présence de la mer, du relief, des espaces naturels préservés. D'autre part, la segmentation urbaine entre quartiers nord, déshérités, et sud, bourgeois, y est nette et frappante. Quel est le rôle des éléments de localisation dans la ségrégation urbaine actuelle ? Est-ce que les éléments "objectifs" de localisation des quartiers nord comptent beaucoup dans leur dévalorisation actuelle ? Telles sont quelques unes des questions auxquelles la méthode proposée dans cet article permet de répondre, au moins en partie.

L'analyse hédonique popularisée par Rosen (1974) paraît fournir le cadre analytique adéquat pour comprendre le mécanisme de formation des prix des biens hétérogènes, comme les logements, en fonction des caractéristiques qui les définissent. L'approche hédonique postule que le fonctionnement du marché du logement associe à toute combinaison de caractéristiques – à tout logement – le prix de cette combinaison. L'estimation économétrique de cette *fonction de prix hédonique* permet donc de déterminer comment le prix d'un logement varie en fonction des caractéristiques qui le définissent. Sous l'hypothèse additionnelle que le marché du logement est raisonnablement concurrentiel, la dérivée de la fonction hédonique par rapport à n'importe quelle caractéristique mesurée de façon continue fournit par ailleurs une mesure locale du *consentement marginal à payer* pour la caractéristique du ménage habitant le logement où la dérivée est calculée.

Les caractéristiques qui contribuent à l'attrait d'un logement pour les ménages

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Tranno

sont nombreuses et variées. À côté des caractéristiques dites privées du logement comme la surface habitable ou le nombre de salles de bains, on retrouve des caractéristiques liées à la localisation géographique (proximité de la mer, d'une autoroute) ainsi que des aménités "publiques" partagées par tous les logements d'un même quartier et qui sont affectées par la politique de la ville (équipements sportifs, rues piétonnes, etc.). Il n'est pas toujours facile d'observer finement ce dernier type de caractéristiques (voir cependant Cavailhes *et al.*, 2006 ou Gravel *et al.*, 2006, pour des tentatives). La méthode que nous proposons permet de mesurer de manière indirecte l'impact agrégé de ces caractéristiques sur le prix du logement en soustrayant de cet impact celui, particulier, des caractéristiques de localisation. Les variables décrivant la localisation d'un logement sont, de fait, aisément observables grâce aux progrès réalisés dans le géocodage des données.

Notre méthode repose sur un découpage assez fin de l'espace urbain considéré et sur l'association, à chaque élément de ce découpage, d'une variable indicatrice jouant le rôle d'agrégat des caractéristiques publiques de l'espace considéré. À Marseille, nous avons basé notre découpage sur les cent onze quartiers que compte la ville. Le quartier est, de fait, un élément structurant de l'espace urbain marseillais, comme en témoigne le nombre important d'études sociologiques qui leur sont consacrées (Donzel, 2005).

La procédure que nous proposons pour identifier l'impact agrégé des caractéristiques d'un quartier influencées par la politique publique est simple. Elle repose sur l'estimation d'une fonction hédonique dans laquelle le prix du logement individuel est régressé sur ses caractéristiques privées, sur un certain nombre de caractéristiques liées à sa localisation ainsi que sur les variables indicatrices de quartier. L'estimation de l'impact de la variable indicatrice d'un quartier sur le prix du logement tiré de cette régression fournit une image de la valorisation qu'accorde le marché du logement aux caractéristiques publiques du quartier qui est *nette* de sa localisation. Cette valorisation peut donc être interprétée comme l'une des caractéristiques du quartier, *orthogonales* à la localisation géographique des logements qui le composent. Il est intéressant de comparer cette valorisation nette de localisation d'un quartier à celle, plus conforme à l'intuition spontanée, qui intègre les caractéristiques de localisation géographique du quartier. Les coefficients estimés des variables de localisation vont nous aider dans cette tâche. Ces coefficients permettent en effet d'évaluer l'impact, sur les prix moyens des logements d'un quartier, de la localisation de ces logements. En déterminant la moyenne de ces impacts, nous obtenons, pour chaque quartier, une mesure de la valeur qu'affecte le marché du logement au dit quartier *du seul fait de sa localisation*. En ajoutant cette valeur à la valorisation nette du quartier, nous obtenons une mesure agrégée de l'attractivité d'un quartier qui peut alors être considérée comme étant *brute* de sa localisation.

Les régressions mobilisées dans cette étude sont estimées sur un échantillon de

L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

quelque 29 000 ventes d'appartements survenues entre 1995 et 2000 à Marseille. Nous nous sommes concentrés sur les appartements en immeubles collectifs (largement majoritaires à Marseille) et n'avons pas tenu compte de l'habitat individuel en raison des distinctions trop importantes entre ces deux types de logement pour les intégrer dans un même modèle. Nous considérons 12 variables de localisation d'un logement que nous retenons pour estimer l'impact net du quartier. Ces variables, mesurées au niveau de chacune des 950 sections cadastrales que comporte Marseille, concernent la proximité à la mer, au Vieux-Port (centre-ville historique), aux voies de transports et aux espaces naturels. Nous ajoutons à cette liste la proximité d'une station de métro car le réseau métropolitain, qui existe depuis la moitié des années soixante-dix, et n'a pas été modifié depuis 1992<sup>1</sup>, peut vraisemblablement être considéré comme exogène ou, à tout le moins, antérieur aux décisions de localisation des ménages concernés par cet article.

Un certain nombre d'enseignements généraux peuvent être tirés de notre étude. D'abord, les résultats révèlent une forte attirance des ménages pour la proximité à la mer, libre d'installations portuaires qui, toutes choses égales par ailleurs, *augmente* de quelque 12 % le prix du logement. Au contraire, le fait d'habiter une section cadastrale jouxtant le port commercial de Marseille *réduit* de 16 % le prix du logement. Les estimations confirment également la répulsion engendrée par la proximité des grandes infrastructures de transport (routes nationales, autoroutes et voies ferrées). Notre étude permet en outre de réfuter l'hypothèse d'une ville mono-centrée autour du Vieux-Port. En effet, le prix du logement augmente lorsqu'on s'éloigne du Vieux-Port dans un rayon ne dépassant pas trois kilomètres, pour diminuer au-delà de ce rayon. Il apparaît par ailleurs que l'ajout de variables de localisation ne modifie pas significativement l'impact des caractéristiques privées sur le prix du logement. En revanche, la prise en compte des variables de localisation modifie de manière non négligeable l'impact des indicatrices de quartier en affaiblissant leur "significativité" et la manière dont celles-ci interagissent entre elles. Cette influence de la prise en compte des variables de localisation sur l'impact des quartiers constitue en quelque sorte une validation du bien-fondé de notre méthode. De fait, la lecture des cartes comparant les valorisations nette et brute des quartiers change substantiellement l'image qu'on peut se faire de la géographie immobilière de la ville. À l'image d'une ville où s'opposent quartiers nord déshérités au-delà de la Canebière et quartiers sud résidentiels en deçà, se superpose celle d'une ville où les quartiers bénéficiant des meilleures aménités publiques sont tous implantés en périphérie alors que les quartiers les plus ingrats en la matière se situent derrière le port commercial.

Cette étude s'inscrit dans un ensemble vaste de recherches visant à évaluer

---

1. Le métro est apparu à Marseille en 1977 (Ligne 1), et a été prolongé par une deuxième ligne entre 1984 et 1987. L'extension de la ligne 1 entre Castellane et La Timone est entrée en service en 1992.

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Trannoy

l'impact des aménités publiques locales sur le prix du logement. Deux aménités ont fait l'objet d'une attention particulièrement soutenue dans ces recherches : la qualité des écoles (voir, par exemple, Black, 1999) et la qualité de l'air (voir Smith and Huang, 1995, ou, pour une revue de littérature, Boyle and Kiel, 2001). Les études portant sur des données françaises sont encore assez rares. On peut citer néanmoins citer Barthélémy *et al.* (2005), Cavailhes (2005), Cavailhes *et al.* (2006), Faburel et Maleyre (2007), Gravel *et al.* (1997), Gravel *et al.* (2006), Maleyre (1997) et Marchand et Skiri (1995).

Le plan de l'article est le suivant. Nous présentons d'abord le modèle économétrique ainsi que la méthode d'estimation et les données utilisées. La section 3 discute les résultats des estimations. La section 4 décrit la méthode d'identification de la valorisation agrégée des quartiers neutralisée de la localisation et présente la carte des quartiers de Marseille qu'il est possible de dessiner à partir de cette méthode. La section 5 présente quelques éléments de conclusion.

## 1. Modèle économétrique

Par souci de conformité avec la plupart des études hédoniques portant sur le marché du logement, nous avons adopté une spécification fonctionnelle qui exprime le *logarithme du prix de transaction* en fonction de quatre catégories de variables explicatives :

1. les caractéristiques privées du logement,
2. les variables indicatrices de quartier,
3. les variables de localisation mesurées au niveau de la section cadastrale,
4. des indicatrices temporelles destinées à refléter l'évolution temporelle du marché immobilier.

Le modèle que nous mettons en œuvre prend donc la forme suivante :

$$\ln P = X\beta + Q\delta + T\rho + W\eta + \varepsilon \quad (1)$$

où  $P$  est le vecteur de dimension  $n \times 1$  des prix des logements avec  $n$  la taille de l'échantillon,

$X$  est la matrice de dimension  $n \times k$  des valeurs prises par les  $k$  variables explicatives privées et de la constante du modèle,

$Q$  est la matrice  $n \times l$  des indicatrices du quartier où est situé le logement,

$T$  est la matrice  $n \times m$  des indicatrices temporelles du semestre de vente,

$W$  est la matrice  $n \times p$  des variables représentant l'impact de la localisation,

L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

$\varepsilon$  est le vecteur  $n \times 1$  des aléas du modèle, supposés être normalement distribués de moyenne nulle et de variance  $\sigma_i^2$  où  $i = 1, \dots, n$  désigne l'observation.

Le modèle (1) est estimé par moindres carrés ordinaires avec une estimation robuste à l'hétéroscédasticité de la matrice de variance-covariance. Suivant ce que Davidson et MacKinnon (2004) préconisent, on utilise comme estimateur des éléments diagonaux de la matrice de variance-covariance  $\hat{\varepsilon}_i^2 / (1 - h_i)^2$  où  $h_i = X_i(X'X)^{-1}X_i'$  avec  $X_i$  la  $i$ -ème colonne de  $X$  et  $\hat{\varepsilon}_i$ , le  $i$ -ème résidu du modèle.

Halvorsen and Palmquist (1980) notent que dans un modèle semi-logarithmique comme celui utilisé ici, le *pourcentage d'impact* d'une augmentation non-marginale d'une caractéristique mesurée par une variable indicatrice discrète n'est *pas* équivalent au coefficient estimé de cette variable comme dans le cas des variables continues. Kennedy (1981) suggère d'utiliser une procédure d'estimation du pourcentage d'impact de la caractéristique sur le prix qui tienne compte non seulement du coefficient estimé mais, également, de sa variance selon la formule :

$$\hat{P}_{Q_i} = 100 \left( e^{\hat{\gamma}_i - \frac{1}{2} V \hat{\gamma}_i} - 1 \right) \quad (2)$$

où  $P_{Q_i}$  est le pourcentage de variation du prix associé à la variable indicatrice  $Q_i$  et  $\hat{\gamma}_i$  et  $V(\hat{\gamma}_i)$  sont, respectivement, les estimations du coefficient et de la variance du paramètre associé à  $Q_i$  par moindres carrés ordinaires. Prendre en compte la variance du paramètre estimé réduit le biais de l'estimation du prix implicite d'une caractéristique lorsque la variance est conséquente. Garderen and Shah (2002) suggèrent que, même si l'estimateur défini par (2) reste biaisé, la différence entre cet estimateur et l'estimateur sans biais est négligeable dans un grand nombre de situations. De plus, Garderen and Shah (2002) proposent une approximation non biaisée de l'estimateur de la variance de  $P_{Q_i}$  par la formule :

$$\hat{V}(\hat{P}_{Q_i}) = 100^2 * \exp(2\hat{\gamma}_i) (\exp(-V(\hat{\gamma}_i)) - \exp(-2\hat{\gamma}_i)) \quad (3)$$

Si l'on suit ces recommandations, nous pouvons définir le *prix hédonique d'une variable indicatrice binaire* par :

$$\ln P_{avec} = \ln P_{sans} + \gamma$$

où  $P_{avec}$  est le prix du bien *avec* la caractéristique représentée par une valeur de 1 de la variable indicatrice,  $P_{sans}$  est le prix du bien *sans* la caractéristique représentée par la variable indicatrice et  $\gamma$  est le coefficient associé à cette variable indicatrice. Par la suite, on peut écrire :

$$\begin{aligned} P_{avec} &= e^{\ln P_{sans} + \gamma} \\ &= P_{sans} e^{\gamma} \end{aligned}$$

et, enfin :

$$P_{VI} = P_{avec} - P_{sans} = P_{sans}(e^{\gamma} - 1)$$

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Trannoy

où  $P_{VI}$  est le prix hédonique de la variable indicatrice binaire. Nous estimons  $P_{VI}$  en prenant comme référence le logement de caractéristiques moyennes de l'échantillon pour lequel la variable indicatrice concernée prend une valeur de zéro. On utilisera en outre  $\exp(\hat{\gamma}_i - \frac{1}{2}V(\hat{\gamma}_i)) - 1$  comme estimation de  $e^\gamma - 1$ .

## 2. Les données

### 2.1. Marseille

La cité phocéenne est considérée par les historiens comme la plus vieille ville de France. Elle s'est construite autour de ce qui est aujourd'hui le Vieux-Port et s'est agrandie au fur et à mesure de son histoire pour englober, au fil du temps, les hameaux et villages périphériques qui sont devenus des quartiers à part entière. La ville est bornée à l'ouest et au sud par la mer Méditerranée sans pour autant présenter de façade maritime homogène. Au Nord se trouvent en effet des installations portuaires et maritimes qui font de cet endroit un port de commerce traditionnel. À l'opposé, le Sud et le Sud-Ouest de la façade maritime sont consacrés aux loisirs (plages, ports de plaisance, calanques). Le Vieux-Port fait office de frontière entre ces deux utilisations de la mer. Les territoires situés à l'intérieur des terres ne sont pas non plus homogènes. On trouve un hypercentre urbain autour du Vieux-Port, des quartiers-villages à la périphérie et des banlieues-dortoirs. Le centre urbain peut, lui aussi, être découpé en deux territoires aux caractéristiques socio-économiques fort différentes : les quartiers populaires au nord de La Canebière et les quartiers aisés au sud. Ces territoires ne sont, eux-mêmes, pas non plus homogènes. On note par exemple la présence d'îlots résidentiels de classe moyenne en plein milieu de banlieues dites défavorisées et, inversement, la présence de cités sensibles dans des quartiers aisés.

### 2.2. Les caractéristiques privées

Les données sur les logements individuels de Marseille utilisées dans cette étude proviennent des chambres notariales des Bouches-du-Rhône. Notre base de données est constituée de 28 897 observations sur les ventes de logement en habitat collectif (appartements) réalisées sur la commune de Marseille entre janvier 1995 et décembre 2000. La base comprend des informations sur le prix de vente (hors frais de transaction et de taxe) ainsi que sur un certain nombre de caractéristiques privées du logement (type d'appartement, présence d'ascenseur et de parking,

L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

surface habitable, nombre de pièces et de salles de bains, âge de l'immeuble, étage de l'appartement).

La base de données telle qu'elle nous a été fournie est de qualité incertaine et comprend beaucoup de valeurs manquantes. La collecte des données auprès des notaires, effectuée par la société Perval, est mise en oeuvre sur la base du volontariat. Perval a effectuée des estimations du recouvrement en 2002-2003 pour chaque département avec les données de la Direction générale des impôts (DGI). Pour les Bouches-du-Rhône, le taux de recouvrement est estimé à 60 %. Il nous est donc impossible de connaître l'existence d'un éventuel biais de sélection entre notre base et l'ensemble des ventes réalisées à Marseille entre 1995 et 2000. On constate cependant que la qualité de la base progresse au fur et à mesure des années.

La solution que nous avons adoptée pour tenir compte des valeurs manquantes a consisté à construire des variables indicatrices valant 1 si la valeur est manquante et 0, sinon, puis de mettre à zéro la caractéristique lorsque celle-ci était manquante. Supprimer toutes les observations dont au moins une caractéristique est manquante aurait conduit à une taille d'échantillon de 3 618 observations.

À partir de la date de signature de l'acte notarié, nous avons construit douze variables indicatrices du *semestre* de vente. Ces indicatrices représentent la tendance temporelle du marché. Rappelons que le marché marseillais du logement était en phase haussière lors de la période considérée. L'indice INSEE-Notaire<sup>2</sup> fait état d'une évolution de 18,7 % entre le premier trimestre 1995 et le quatrième trimestre 2000 et d'une forte accélération durant l'année 2000.

Nous avons pris le parti d'intégrer la plupart des variables mesurant des caractéristiques privées sous une forme dichotomique (présence de parking, présence d'une xème salle de bain, etc.). Les seules exceptions à cette pratique concernent la surface habitable et le nombre de pièces. Du fait d'une assez forte corrélation entre ces variables et du risque de quasi-colinéarité qui pouvait en résulter, nous avons choisi d'entrer la surface habitable sous une forme logarithmique et d'ajouter à cette variable la surface moyenne par pièce (sous une forme linéaire). La corrélation entre le logarithme de la surface habitable et la surface moyenne par pièce est, de fait, assez faible. Il paraît clair qu'il faudra interpréter l'influence de la taille moyenne des pièces sur le prix du logement à surface totale donnée comme reflétant l'impact du nombre de pièces.

---

2. cf. <http://www.indices.insee.fr/>

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Tranno

## 2.3. Localisation et découpage urbain

Pour des raisons liées à la législation française sur le traitement informatique des données personnelles, nous n'avons pas eu accès à l'adresse exacte du logement. En revanche, chaque logement a pu être situé en fonction de sa *section cadastrale*. La section cadastrale représente une localisation relativement fine en zone urbaine, sachant que la surface d'une section cadastrale est inversement proportionnelle à la densité de sa population. Nous assignons à chaque logement vendu dans une section cadastrale les caractéristiques de localisation de celle-ci.

Un logement peut être également localisé en fonction de son *quartier* qui, à Marseille, constitue un échelon supplémentaire de découpage situé, en terme de surface, entre l'arrondissement et la section cadastrale. Les quartiers marseillais sont au nombre de 111 et forment une partition de Marseille. Les contours de ces quartiers sont issus du processus historique de l'évolution urbaine évoqué et non d'un partage administratif. Beaucoup de quartiers périphériques sont d'anciens hameaux ou villages périphériques progressivement englobés dans le processus de croissance de la ville. Comme nous l'avons indiqué en introduction, chacun de ces 111 quartiers servira d'agrégat socio-économique du voisinage du logement. La carte 1 illustre la décomposition de la ville de Marseille en arrondissements, quartiers et sections cadastrales.

## 2.4. Les variables de localisation

La première de ces variables mesure la proximité immédiate de la mer en distinguant selon l'utilisation qui peut être faite de celle-ci. Une première indicatrice a été construite valant 1 si la section cadastrale jouxte un rivage et 0, sinon. Une seconde indicatrice vaut 1 si le port de commerce est limitrophe de la section cadastrale et 0, sinon. Notre traitement différencié du port de commerce du reste de la façade maritime marseillaise reflète évidemment notre souci de respecter fidèlement l'appréciation intuitive que peuvent avoir les acquéreurs de logement d'une proximité à la mer. Cette proximité sera avantageuse si elle donne accès à des plages, des lieux de plaisance ou des paysages remarquables, mais risque d'être problématique si elle concerne des docks, des grues ou des coques de navires...

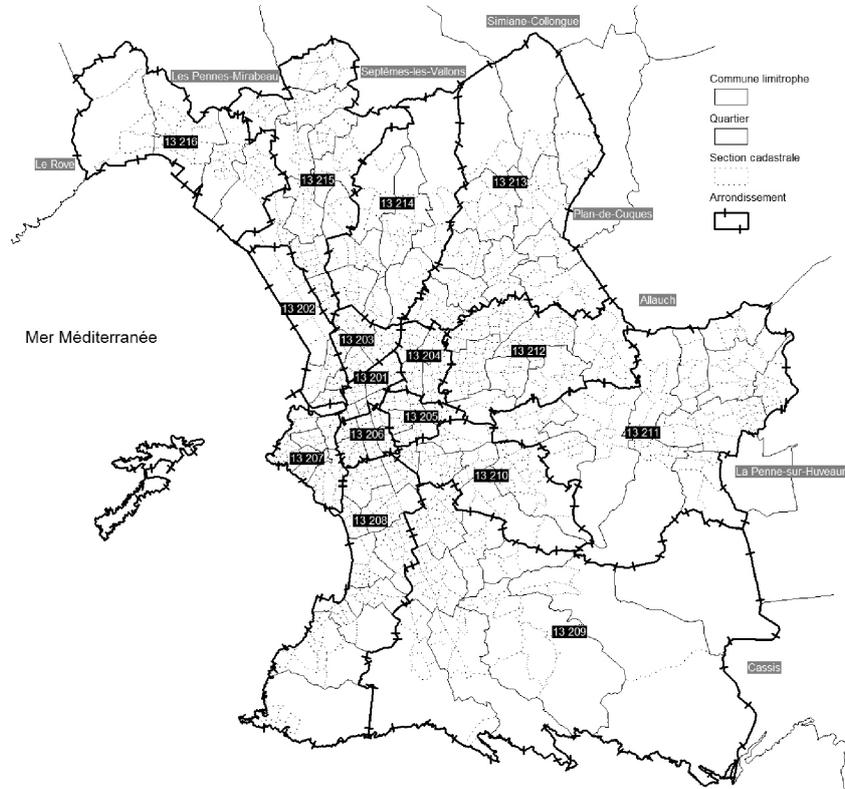
La seconde variable de localisation mesure la proportion d'espaces non artificialisés dans la section cadastrale où est situé le logement. La variable est produite à l'aide de photographies prises par satellite et de techniques géomatiques<sup>3</sup>. À partir de la superposition d'une image satellite de Marseille et du fond de carte des

---

3. Ces données ont été produites par le CEMAGREF d'Aix-en-Provence. Les auteurs remercient Claude Napoleone pour son concours dans la production et la transmission de ces données.

L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

Figure 1 : Découpage urbain de Marseille



sections cadastrales de la ville, nous construisons par identification colorimétrique la proportion de chaque type d'occupation des sols (forêts, plans d'eau, cultures, bâti, etc.). Ce procédé nous permet de construire la proportion d'espace naturel de chaque section cadastrale comme la somme des proportions des sols non artificialisés. À partir de cette proportion, nous avons créé une variable indicatrice valant 1 si le pourcentage d'espace naturel est supérieur à 5 % et 0, sinon.

Comme troisième variable de localisation, nous utilisons la distance entre le centroïde de la section cadastrale et le bas de la Canebière où débute le Vieux-Port. Si l'on considère ce point comme le centre urbain de la ville, cette définition permet de tester si, par rapport à ce centre, Marseille est une ville monocentrique. Nous introduisons l'effet de cette distance au moyen d'une spécification polynomiale quadratique.

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Trannoy

Notre quatrième variable de localisation est le logarithme de la distance entre le centroïde de la section cadastrale et le plus proche point maritime en dehors du port autonome. Par rapport à la première variable dichotomique de proximité à la mer, cette seconde mesure de la distance traduit des effets plus diffus de l'accès à la mer. Il est possible que la proximité de la mer soit valorisée positivement par le marché, même lorsque les logements ne sont pas situés dans des sections cadastrales touchant la mer. Réciproquement, il est possible que des logements implantés dans des sections cadastrales touchant la mer dont le centre de la section cadastrale est, relativement, éloigné de la mer, soient, toutes choses égales par ailleurs, moins valorisés que des logements situés dans des sections cadastrales de dimension plus petite dont le centre est, pour cette raison, plus proche de la façade maritime.

Nos autres variables de localisation mesurent la proximité de la section cadastrale des grandes voies de communication que sont les autoroutes, les routes et les lignes de chemin de fer. La proximité du logement de ces voies de communication peut être vue à la fois comme une aménité positive facilitant l'accessibilité du logement et comme une nuisance du fait du bruit, de la pollution et de l'inconfort esthétique que provoquent ces infrastructures. Il est donc difficile de prévoir *a priori* l'impact de la proximité de ces voies de communication sur le prix du logement.<sup>4</sup> Nous mesurons la proximité de ces infrastructures au moyen de cinq variables indicatrices valant 1 si le centroïde de la section cadastrale où se trouve le logement est à moins de deux cents mètres, respectivement, d'une autoroute, d'une route nationale, d'une route départementale, d'une ligne de chemin de fer principale, d'une ligne de chemin de fer secondaire et 0, sinon.<sup>5</sup>

La dernière variable de localisation du logement concerne la proximité du centroïde de la section cadastrale à la plus proche station de métro. La variable que nous construisons pour traduire cette proximité est une variable dichotomique valant 1 si le centroïde de la section cadastrale est à moins de deux cents mètres de la plus proche station de métro et 0, autrement.

### 3. Résultats des estimations

Les résultats obtenus lors de l'estimation du modèle 1 avec les variables de localisation sont présentés dans le tableau 1.

---

4. Un effort de distinction entre les effets bénéfiques que donne l'accès à des voies de communication et des effets néfastes liés à la pollution et au bruit causé par la proximité des voies de transports est tenté, dans le cas des autoroutes, par Gravel et Trannoy (2003).

5. Nous sommes, ici aussi, redevables à Claude Napoleone et au CEMAGREF d'Aix-en-Provence pour l'aide qu'ils nous ont apportée dans la géolocalisation des voies de transport à Marseille.

### 3.1. La valorisation des caractéristiques privées

Le modèle estimé avec les variables de localisation comporte 155 variables (dont 110 indicatrices de quartier) et explique un peu moins de 78 % de la variance du logarithme du prix. Les coefficients estimés sont de signe conforme aux attentes que l'on peut en avoir *a priori*, tout au moins lorsque ces attentes sont précises. Conformément à l'intuition, le logarithme de la surface d'un logement paraît expliquer significativement le prix. Du fait de la spécification logarithmique du prix et de la surface et de la présence, dans l'équation hédonique, de la taille moyenne des pièces, l'élasticité  $\varepsilon_s$  du prix du logement par rapport à la surface (calculée au logement de caractéristiques moyennes de l'échantillon) est définie par :

$$\varepsilon_p = \frac{s}{p} \frac{\partial p}{\partial s} = \beta_s + \beta_{np} \frac{\bar{s}}{\bar{np}}$$

où  $\beta_s$  et  $\beta_{np}$  désignent, respectivement, les coefficients de la surface totale et de la surface moyenne des pièces alors que  $\bar{s}$  et  $\bar{np}$  désignent, pour leur part, la surface totale et la taille moyenne des pièces du logement de caractéristiques moyennes de l'échantillon, respectivement. Partant de cette expression, nous constatons que l'élasticité du prix à la surface du logement est proche de 0,91. Augmenter d'un pour cent la surface d'un logement augmente de moins d'un pour cent son prix. Le prix au mètre carré diminue donc avec la surface. Ainsi, un modèle qui chercherait à régresser directement le prix au mètre carré sur les variables explicatives serait sujet à une erreur de spécification. Ce résultat est quelque peu différent de celui obtenu à Paris par Barthélémy *et al.* (2005) qui, avec des données de même origine, et pour sensiblement la même période, trouvent une élasticité du prix au mètre carré supérieure à 1.

Toutes choses égales par ailleurs, ne pas posséder de salle de bain diminue de 18 % le prix du logement, soit près de 9 000 euros, alors qu'en avoir deux ou plus l'augmente de 3 332 euros. Posséder une place de parking augmente le prix d'un logement de 22 % (par rapport à un logement qui n'en possède pas) mais l'ajout de places de parking supplémentaires est faiblement valorisé si le logement en possède déjà.

Le type d'appartement (studio, loft, duplex, etc.) ne semble avoir que peu d'importance sur le prix. Seuls les duplex et les chambres de bonne ont un coefficient significatif (faiblement pour la chambre de bonne) par rapport à un appartement de type standard alors que, sur les données parisiennes de la même période, Barthélémy *et al.* (2005) obtiennent également que le type d'appartement (un studio, un duplex triple ou un loft) influence positivement et significativement le prix de ce logement. L'absence d'impact, à Marseille, du type d'appartement paraît surtout surprenante pour les studios. En effet, dans la mesure où les studios sont des biens immobiliers qui tendent à être loués à des tiers – plutôt qu'habités

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Trannoy

par l'acquéreur – on aurait pu s'attendre à une valorisation différente de ces logements par rapport à des appartements standard.

Il apparaît par ailleurs que l'âge de construction de l'immeuble influence négativement le prix du logement. Là encore, le marché du logement marseillais semble différer de celui de Paris où l'impact de l'âge de construction sur le prix ne suit pas une tendance monotone.

Le fait pour un logement d'être occupé lors de la vente diminue son prix de près de 16,6 %, ce qui est assez comparable avec ce qui est obtenu par Barthélémy *et al.* (2005) (impact aux alentours de 25 %). Notons également que la tendance temporelle haussière globale du marché immobilier marseillais apparaît clairement dans les variables indicatrices du semestre de vente. Après une période de faible augmentation allant jusqu'au premier semestre 1997, le marché du logement s'envole à partir de 1997 pour faire l'objet d'une accélération spectaculaire à partir du second semestre 1999 avec un taux de croissance semestriel supérieur à 20 %. Remarquons que ce rythme d'augmentation est beaucoup plus élevé que celui de 18,7 % obtenu sur l'ensemble de la période par l'indice Insee-notaires pour Marseille.

En ce qui concerne les six variables indicatrices représentant les valeurs manquantes des caractéristiques privées, deux ne sont pas significatives : le nombre de pièces principales et le nombre de places de parking. S'agissant du nombre de salles de bain, la variable indicatrice représentant les valeurs manquantes de cette caractéristique est significative (à moins de 1 %) avec un coefficient négatif. Une interprétation hardie de ce résultat consisterait à soupçonner l'existence, au sein des valeurs manquantes, d'une proportion relativement grande de logements sans salle de bain. Une interprétation plus prudente est que les logements pour lesquels la présence de salle de bain n'est pas renseignée sont des logements de caractéristiques moins favorables que ceux pour lesquels cette caractéristique est renseignée. De manière analogue, l'impact positif de l'absence de renseignement de la variable « ascenseur » ou celui, négatif, de la variable indicatrice des valeurs manquantes de l'époque de construction n'a pas d'interprétation naturelle claire.

### 3.2. La valorisation des caractéristiques de localisation

Sur les douze variables mesurant la localisation du logement, une seule n'est pas significative, alors que les autres le sont toutes au seuil de 1 %.

L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

Tableau 1 : *Résultat de l'estimation avec les variables de localisation*

Variable	Paramètre Estimé	Ecart Type	Intervale de confiance à 95 %	
Constante	6,77867***	0,05398	6,67287	6,88448
Log de la surface habitable	0,97170***	0,00601	0,95992	0,98348
Surface moyenne par pièce	-0,00269***	0,00047	-0,00361	-0,00178
Nb de pièces principales manquant	-0,04887*	0,02493	-0,09774	0,00000
Pas de salle de bain	-0,19868***	0,03271	-0,26280	-0,13457
1 salle de bain	référence			
2 salles de bain ou plus	0,06963***	0,01074	0,04858	0,09068
Nb de salles de bain manquant	-0,14003***	0,00739	-0,15452	-0,12554
Du rez-de-chaussée au 1er étage	référence			
Du 2 <sup>e</sup> au 6 <sup>e</sup> étage	0,00936**	0,00424	0,00105	0,01768
Du 7 <sup>e</sup> au 9 <sup>e</sup> étage	0,04035***	0,01185	0,01711	0,06358
10 <sup>e</sup> étage et plus	-0,05467***	0,01275	-0,07966	-0,02968
Présence d'un ascenseur	0,07683***	0,00639	0,06432	0,08935
Ascenseur manquant	0,04285***	0,00627	0,03056	0,05514
Appartement de type duplex	0,09111***	0,01558	0,06058	0,12165
Chambre de service	-0,08772**	0,03732	-0,16086	-0,01458
1 place de parking	0,19913***	0,00564	0,18807	0,21019
2 places de parking ou plus	0,25692***	0,01098	0,23541	0,27844
Construit avant 1850	-0,16562***	0,02921	-0,22286	-0,10837
Construit entre 1850 et 1913	-0,20428***	0,01034	-0,22454	-0,18403
Construit entre 1914 et 1947	-0,14728***	0,00961	-0,16611	-0,12845
Construit entre 1948 et 1969	-0,10749***	0,00640	-0,12003	-0,09494
Construit entre 1970 et 1980	référence			
Construit entre 1981 et 1991	0,11043***	0,01010	0,09063	0,13024
Construit après 1992	0,24140***	0,00832	0,22509	0,25771
Époque de construction manquante	-0,06170***	0,00704	-0,07550	-0,04790
Logement occupé	-0,17964***	0,01316	-0,20544	-0,15385
1 <sup>er</sup> semestre 1995	référence			
2 <sup>e</sup> semestre 1995	0,03559***	0,01222	0,01163	0,05955
1 <sup>er</sup> semestre 1996	0,03503***	0,01206	0,01139	0,05867
2 <sup>e</sup> semestre 1996	0,07004***	0,01127	0,04795	0,09214
1 <sup>er</sup> semestre 1997	0,04843***	0,01240	0,02412	0,07273
2 <sup>e</sup> semestre 1997	0,10440***	0,01147	0,08192	0,12688
1 <sup>er</sup> semestre 1998	0,12229***	0,01116	0,10041	0,14417
2 <sup>e</sup> semestre 1998	0,14504***	0,01099	0,12351	0,16658
1 <sup>er</sup> semestre 1999	0,17958***	0,01125	0,15754	0,20162
2 <sup>e</sup> semestre 1999	0,22548***	0,01079	0,20433	0,24663
1 <sup>er</sup> semestre 2000	0,25581***	0,01073	0,23478	0,27685
2 <sup>e</sup> semestre 2000	0,29896***	0,01083	0,27774	0,32018
200 m d'une autoroute	-0,03918***	0,01196	-0,06262	-0,01574
200 m d'une route nationale	-0,09600***	0,02353	-0,14212	-0,04988
200 m d'une route départementale	0,04245***	0,00832	0,02615	0,05876
200 m chemin de fer principale	-0,04083	0,07142	-0,18081	0,09915
200 m chemin de fer secondaire	-0,04286***	0,00986	-0,06219	-0,02354
200 m d'une station de métro	0,03853***	0,01215	0,01471	0,06235
Proximité immédiate de la mer	0,12040***	0,02421	0,07295	0,16785
Proximité immédiate du port de commerce	-0,18362***	0,02722	-0,23697	-0,13027

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Trannoy

Tableau 1 : *Résultat de l'estimation avec les variables de localisation (suite)*

Variable	Paramètre Estimé	Ecart Type	Intervale de confiance à 95 %	
<i>Plus de 5 % d'espace naturel</i>	0,04468***	0,00794	0,02912	0,06024
<i>Log de la distance à la mer</i>	-0,04509***	0,01193	-0,06847	-0,02171
<i>Distance au vieux port</i>	0,01229***	0,00184	0,00868	0,01590
<i>Distance au vieux port au carré</i>	-0,00019***	0,00002	-0,00024	-0,00015

notes 1 : significativité \* <0,10 ; \*\* <0,05 ; \*\*\* <0,01.

notes 2 : les estimations des indicatrices quartiers ne sont pas reportées dans ce tableau.

Le tableau 2 présente les estimations du prix hédonique, en pourcentage et en euros, obtenues pour le logement de caractéristiques moyennes de notre échantillon. On remarque ainsi que le fait de vivre dans une section cadastrale possédant au moins 5 % d'espaces naturels augmente le prix d'un logement de presque 4,6 %, toutes choses égales par ailleurs. Particulièrement forte est la valorisation de la proximité à la mer. En effet, habiter une section cadastrale touchant la mer augmente le prix d'un appartement de 12,76 % soit plus de 6 100 euros. En revanche, un logement situé sur une section cadastrale touchant le port de commerce voit sa valeur amputée de 8 038 euros soit 16,7 % du prix du logement de caractéristiques moyennes sur la période. Remarquons également que les ménages valorisent de manière positive la proximité de la mer, au-delà de la valorisation déjà introduite par le fait que la section cadastrale jouxte le rivage. Le logarithme de la distance à la mer apparaît ainsi expliquer négativement le prix du logement. L'élasticité du prix du logement à l'éloignement à la mer est, de fait, de 5 %. À cinq kilomètres de la mer à vol d'oiseau, un appartement de caractéristiques moyennes de notre échantillon a déjà perdu 20 % de sa valeur de ce seul fait. Si l'on compare ce logement à un logement situé sur une section cadastrale proche de la mer, il faut cumuler cet effet d'éloignement à la mer avec celui que procure le fait d'être situé sur une section cadastrale jouxtant la mer et ne touchant pas au port de commerce. Le différentiel de prix atteint alors 35 %, ce qui est considérable.

S'agissant des voies de communication, on constate que la proximité à la plupart d'entre elles semble influencer négativement le prix du logement. La « palme » revient à cet égard aux routes nationales dont la proximité (à moins de 200 mètres) diminue le prix du logement de 9,2 %. En comparaison, être situé à moins de 200 mètres d'une autoroute ne réduit le prix du logement de caractéristiques moyennes que de 3,8 %. On peut donc supposer que les aménagements effectués sur les autoroutes pour diminuer leur nuisance sont plus performants que ceux réalisés sur les routes nationales puisque le bénéfice lié à l'accessibilité au réseau autoroutier est limité par le nombre de points d'entrée, ce qui n'est pas le cas en général pour l'accès au réseau des routes nationales. De manière quelque peu surprenante, la proximité des routes départementales est valorisée positivement,

L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

à hauteur de 4,9 %, par le marché du logement marseillais. Il faut donc croire que, s'agissant des routes départementales dont le trafic routier est moins dense, le bénéfice que génère l'accessibilité au réseau routier l'emporte sur les inconvénients du bruit et de la pollution.

Les lignes de chemin de fer paraissent, elles aussi, être considérées comme des nuisances par les acquéreurs d'appartement. La dévalorisation atteint 4,2 % pour la proximité (moins de 200 mètres) d'une ligne de chemin de fer secondaire. Si la proximité d'une ligne de chemin de fer principale exerce également un impact négatif sur le prix du logement, celui-ci n'est pas significatif. Il est quelque peu surprenant que la proximité des lignes secondaires réduise davantage le prix du logement que celle des lignes principales.

On remarquera finalement que la proximité d'une station de métro est, conformément à nos attentes, valorisée de manière significativement positive à hauteur de 4 %.

Tableau 2 : Prix hédonique en pourcentage et en euro

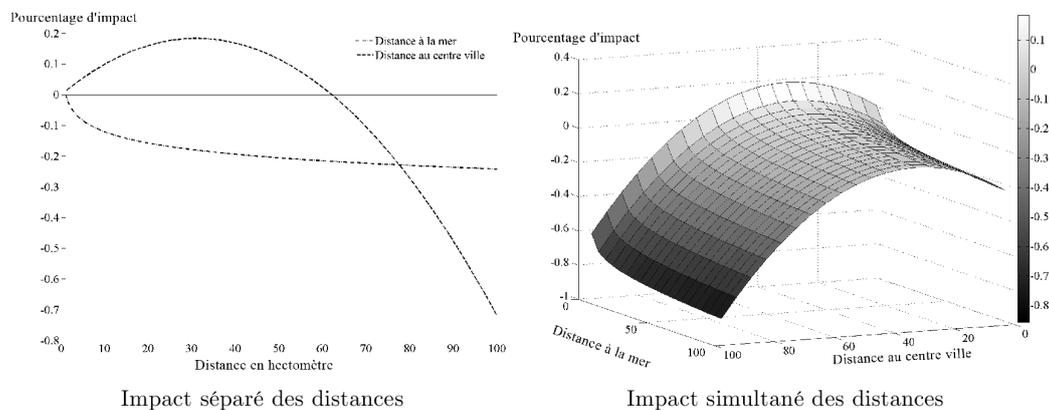
caractéristique	pourcentage	écart type	prix en euro*
<i>être à moins de 200 m d'une autoroute</i>	-3,85	1,15	-1 850
<i>être à moins de 200 m d'une route nationale</i>	-9,18	2,14	-4 397
<i>être à moins de 200 m d'une route départementale</i>	4,33	0,87	2 062
<i>être à moins de 200 m d'une ligne chemin de fer principale</i>	-4,25	6,83	-2 030
<i>être à moins de 200 m d'une ligne de chemin de fer secondaire</i>	-4,20	0,94	-2 018
<i>être à moins de 200 m d'une station de métro</i>	3,92	1,26	1 871
<i>être à proximité immédiate de la mer</i>	12,76	2,73	6 075
<i>être à proximité immédiate du port autonome</i>	-16,81	2,26	-8 078
<i>avoir plus de 5 % d'espace naturel sur la section</i>	4,57	0,83	2 168

(\*)le prix hédonique est donné en euro par mètre au carré par rapport au logement de caractéristiques moyennes.

L'examen des coefficients estimés associés aux variables de distance du Vieux-Port permet d'invalider l'hypothèse d'une ville monocentrique organisée autour de celui-ci. Comme l'indique le graphique de la figure 2 ci-dessous, dans un rayon de trois kilomètres, le prix du logement augmente avec l'éloignement du Vieux-Port, alors que la tendance s'inverse au-delà de ce seuil. À 3 kilomètres, le prix d'un appartement est de 30 % supérieur à celui qu'il aurait été si l'appartement avait été localisé près du Vieux-Port, toutes choses égales par ailleurs. L'éloignement du Vieux-Port constitue, il convient de le remarquer, la variable de localisation qui contribue le plus fortement au prix du logement. La figure de la 2 ci-dessus décrit les impacts simultanés et séparés des distances à la mer et du Vieux-Port sur le prix du logement.

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Tranno

Figure 2 : *Impact des distances sur le prix d'un logement*



L'absence d'une valorisation de la proximité du centre-ville historique paraît un peu atypique pour une ville européenne, tout au moins si l'on en croit Brueckner, Thisse et Zenou (1999). D'après ces auteurs en effet, on observerait en Europe une plus grande valorisation des aménités « historiques » (monuments anciens remarquables, charmes des vieilles pierres et des vieilles rues) que des aménités naturelles alors que la situation inverse prévaudrait en Amérique du Nord. Si tant est que cette intuition soit vérifiée par les travaux empiriques disponibles, nos résultats suggèrent qu'elle est mise à mal à Marseille où l'aspect « aménités naturelles » l'emporte clairement. De manière générale, les modèles traditionnels de l'économie urbaine (voir par exemple Diamond, 1980 ou Fujita, 1989) identifient trois types de facteurs susceptibles d'expliquer la demande de logement : l'accessibilité (notamment par rapport aux bassins d'emplois concentrés, dans le modèle traditionnel de la ville monocentrique, dans le « *Center business district* » (CBD)), les aménités et la quantité de logements consommée. Si l'on en croit nos estimations, il semble que les ménages marseillais ne valorisent pas beaucoup l'accessibilité (le métro étant une exception) mais accordent en revanche de l'importance à la fois aux aménités géographiques et aux caractéristiques privées des logements. À l'évidence, le Vieux-Port de Marseille ne semble pas jouer le rôle d'un CBD. Il ne faut sans doute pas s'étonner de cet état de fait, lorsqu'on sait que Marseille n'est qu'une composante d'une agglomération bien plus vaste (englobant Aix-en-Provence, Aubagne et la zone industrielle de l'Étang de Berre et de l'aéroport de Marseille-Provence) et qu'elle ne concentre qu'une partie des emplois et de l'activité économique de cette région.

### 3.3. Qualité et robustesse de la régression

Différentes statistiques sont présentées dans le tableau 3 concernant les propriétés des estimations du modèle avec et sans la prise en compte des caractéristiques de localisation. Il apparaît à la lecture de ce tableau que les variables de localisation n'ont qu'un faible impact sur la capacité du modèle économétrique à rendre compte de la variance du logarithme du prix. Le  $r^2$  ajusté passe ainsi de 0,776 pour le modèle sans les variables de localisation à 0,780 pour le modèle avec ces variables.

#### 3.3.1. Multicolinéarité

Un élément qui semble fragiliser nos résultats est l'interdépendance qui relie un certain nombre de nos régresseurs. Particulièrement importante est la corrélation entre les variables indicatrices de quartiers et les variables de distance. De fait, si nous comparons la valeur de l'indice dit « de condition » (condition index)<sup>6</sup> de Belsley *et al.* (1980) qui mesure l'importance globale de la dépendance entre les régresseurs, nous remarquons que cet indice est à 127,46 lorsque les variables de distances sont intégrées à la régression alors qu'il tombe à 49,18 lorsque le modèle est estimé sans les variables de distances. Si ces valeurs sont, à en croire le manuel d'économétrie de Greene, évocatrices d'un problème, il convient de remarquer qu'elles restent en deçà de ce qui est observé dans beaucoup d'études hédoniques. Pour ne donner qu'un exemple, Bell et Bockstael (2000) obtiennent dans leurs régressions une valeur de 299,6 pour l'indice de condition.

Nous avons adopté une spécification économétrique (utilisant le logarithme de la surface habitable totale et la taille moyenne des pièces) qui réduit en revanche considérablement la quasi-colinéarité susceptible d'exister entre les variables décrivant les caractéristiques privées du logement. En s'appuyant sur la procédure de diagnostique de Belsley *et al.* (1980), nous avons calculé les indices de condition entre chaque régresseur et la valeur propre de la matrice  $x'x$  la plus faible et nous sommes concentrés sur celles qui obtenaient un indice de condition supérieur à 30. Dans les cas où il existait plusieurs indices de condition supérieurs à 30, nous avons calculé la somme des proportions de décomposition de la variance pour chacune des variables et, toujours suivant les recommandations de Belsley *et al.* (1980), nous avons identifié les variables dont cette somme est inférieure à 50 %. Ces variables sont alors considérées comme n'étant pas en cause dans des

6. Le « condition index number », noté  $c$ , est défini par  $c = \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_k}\right)^{1/2}$  où  $\lambda_1$  est la plus petite valeur propre de  $x'x$  et  $\lambda_k$  la plus grande et  $x$  est la matrice des valeurs observées des régresseurs d'un modèle de régression. Plus l'indice de condition est élevé, plus la dépendance entre les régresseurs du modèle est forte.

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Tranno

phénomènes de dépendance linéaire. Or, il est apparu que tel était le cas pour les variables décrivant les caractéristiques privées.

La corrélation entre les variables indicatrices de quartier et les variables de distance n'est évidemment pas surprenante. Si un logement est situé dans un quartier, il est par définition situé à une certaine distance de la mer et du Vieux-Port, distance qui est délimitée par les coordonnées du périmètre de localisation de ce quartier. Il n'est donc pas possible de faire sensiblement varier la distance d'un logement « toutes choses égales par ailleurs » c'est-à-dire, sans modifier la valeur prise par une indicatrice de quartier. La seule marge de manoeuvre qui nous soit permise pour faire varier la distance à la mer (ou au Vieux-Port) des logements sans modifier l'attribut quartier est de considérer des logements situés dans différentes sections cadastrales d'un même quartier. Cette marge de manoeuvre est évidemment limitée, car le nombre de sections cadastrales par quartier est assez faible (certains quartiers ne comptent que trois sections cadastrales). En revanche, nous avons beaucoup plus de possibilités pour modifier la valeur d'une indicatrice de quartier tout en restant à une même distance de la mer ou du Vieux-Port. La question qui se pose est de savoir si la marge de manoeuvre dont nous disposons est suffisante pour nous permettre de distinguer l'effet quartier de l'effet localisation.

Il nous est évidemment impossible de donner une réponse ferme à cette question. Mais certains tests que nous avons effectués nous incitent à le croire. En particulier, nous avons régressé chacune des variables de distance sur les 110 variables indicatrices de quartier et découvert, en faisant ces régressions, que les indicatrices de quartiers expliquaient 96 % de la variance de la distance. Notre marge de manoeuvre pour faire varier la distance indépendamment du quartier est donc de 4 %. Cela peut paraître peu. Mais nous avons également estimé le modèle (1) en remplaçant les distances par les résidus estimés de ces distances régressées sur les autres variables explicatives du modèle (y compris les indicatrices de quartier). Par définition, ces résidus sont parfaitement orthogonaux aux indicatrices de quartiers. Nous avons alors constaté que l'estimation du modèle (1) avec les résidus des distances (plutôt que les distances elles-mêmes) n'éliminait pas tout le pouvoir explicatif des distances et que la partie résiduelle restante continuait d'expliquer significativement le prix des logements. Qui plus est, le fait d'utiliser le résidu des distances plutôt que les distances elles-mêmes n'a pas modifié le signe ni l'ordre de grandeur des coefficients de la distance. Cela nous conduit donc à penser que les variables de distances qui apparaissent dans notre régression mesurent bien un phénomène distinct de celui capturé par les indicatrices de quartier.

### 3.3.2. Spécification et hétéroscédasticité

S'agissant de la spécification de notre modèle, nous remarquons que le test de Jarque-Berra rejette l'hypothèse nulle de normalité des résidus pour les deux

estimations. En ce qui concerne l'hétéroscédasticité des résidus, les tests de Breusch et Pagan et de White rejettent tous deux l'hypothèse nulle d'homoscédasticité. Il convient cependant d'interpréter avec prudence ces résultats. Le caractère général du test de White ne lui permet pas véritablement de distinguer entre l'hétéroscédasticité et la mauvaise spécification alors que le test de Breusch et Pagan suppose la normalité des résidus. Il demeure que ces résultats, si on les interprète un peu abusivement en terme d'hétéroscédasticité, nous renforcent dans notre conviction du bien-fondé du choix d'une estimation de la matrice de variance-covariance qui soit robuste à l'hétéroscédasticité.

### 3.3.3. Autocorrélation spatiale

S'agissant de la dépendance spatiale des résidus, il est important de rappeler que les tests permettant un diagnostic du phénomène nécessitent une définition préalable de la structure de dépendance spatiale que l'on cherche à tester. Dans notre cas, du fait de notre incapacité à descendre en deçà de la section cadastrale, nous avons trouvé naturel de tester la présence d'autocorrélation spatiale entre les observations d'une même section cadastrale. Le premier test que nous utilisons est le test  $I$  bien connu de Moran (Moran, 1948). Pour le second test spatial, nous avons construit le coefficient de corrélation entre tous les résidus qui se trouvent sur une même section cadastrale. Les résultats de ces tests, disponibles sur demande, montrent qu'il reste encore de l'autocorrélation spatiale (qui peut être la source de l'hétéroscédasticité) à hauteur de 8 % environ<sup>7</sup>.

### 3.3.4. Endogénéité

Un problème bien connu des estimations de prix hédoniques, dit « de première étape » est l'endogénéité d'une grande partie des régresseurs. Un acheteur de logement décide à la fois du prix de celui-ci – le membre de gauche de l'équation économétrique – et de ses caractéristiques – dont certaines apparaissent comme membres de droite. Dans la mesure où les caractéristiques personnelles de l'acheteur du logement contribuent à expliquer à la fois le résidu aléatoire du modèle économétrique et les valeurs prises par les régresseurs, il ne peut y avoir orthogonalité entre les résidus et les variables explicatives du modèle. Mise à part une estimation d'un modèle hédonique complet (soit à deux étapes, suivant la procédure suggérée par Rosen, 1974, et discutée récemment par Eckeland, Heckman et Nesheim, 2004, soit suivant la méthode alternative proposée par Ellikson, 1979), la seule possibilité qui nous soit offerte de tenir compte de l'endogénéité des caractéristiques des

---

7. Pour plus de détails sur l'étude de l'autocorrélation spatiale dans les modèles hédoniques appliqués au logement, voir Basu et Thibodeau (1998) et Pace *et al.* (1998).

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Trannoy

logements est le recours aux variables instrumentales. Nous ne disposons malheureusement pas de bons instruments à cette fin. Nous avons cependant examiné dans quelle mesure nos estimations pouvaient être sensibles à cette endogénéité en effectuant une régression alternative dans laquelle était ajoutée, à la liste des régresseurs, la CSP de l'acheteur. Normalement, le fait de « sortir » la CSP de l'acheteur du terme d'erreur pour la faire entrer dans la liste des variables explicatives du modèle devrait réduire un peu la corrélation existante entre le terme d'erreur et les explicatives du modèle et, donc, l'endogénéité. Si l'endogénéité des variables indépendantes est importante et susceptible d'affecter les résultats des estimations, on devrait s'attendre à ce que l'introduction de la CSP affecte les valeurs estimées des coefficients des autres explicatives du modèle. Or il n'en a rien été.

### 3.3.5. Stabilité temporelle

Nous avons également effectué des tests de changements structurels pour nous assurer de la stabilité, à travers le temps, du modèle (1). Les résultats de ces tests, ici aussi disponibles sur demande, sont que, sauf pour le coefficient de la variable de proximité à une ligne de chemin de fer principale, aucun des coefficients de notre modèle ne subit de changement significatif lorsqu'il est croisé avec une variable dichotomique indicatrice de changement structurel à l'un ou l'autre des semestres considérés dans cette étude.

### 3.3.6. Forme fonctionnelle

Remarquons finalement que la forme logarithmique utilisée pour nos estimations est rejetée par l'estimation d'une forme fonctionnelle Box-Cox plus générale contenant la forme logarithmique comme cas particulier. Comme nous l'avons mentionné plus haut, nous avons néanmoins conservé la spécification logarithmique en prix pour nous conformer aux usages en matière d'estimation hédonique du marché des logements.

L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

Tableau 3 : Comparaison des propriétés statistiques des différentes modélisations

	Modèle sans aménités	Modèle avec aménités
<i>Nombre de variables</i>	134	146
<i>Nombre d'observations</i>	25 704	25 704
<i>R2</i>	0,7746	0,7791
<i>R2 ajusté</i>	0,7746	0,7778
<i>Statistique</i>	660,87	621,56
<i>(Prob &gt; F)</i>	(0,0000)	(0,0000)
<i>Log-vraisemblance</i>	-7290,376	-7035,393
<i>Critère AIC</i>	14 848,75	14 362,79
<i>Critère BIC</i>	15 945,44	15 553,33
<i>Jarque-Berra</i>	8 962	8 510
<i>(Prob &gt; Chi2)</i>	(0,0000)	(0,0000)
<i>Skweness</i>	-0,5000	-0,4900
<i>Kurtosis</i>	5,8151	5,7827
<i>Indice de condition</i>	49,18	127,16
<i>Breusch-Pagan</i>	3 135,98	2 900,84
<i>(Prob &gt; Chi2(1))</i>	(0,0000)	(0,0000)
<i>White</i>	7 543	7 885
<i>(Prob &gt; Chi2)</i>	(0,0000)	(0,0000)
<i>I Moran</i>	0,0954	0,0764
<i>Corrélation paire à paire</i>	0,0977	0,0782

## 4. La valeur hédonique des quartiers liée à leur localisation

Pour mettre en œuvre notre méthode, nous cherchons d'abord à mesurer la valorisation de la localisation de chaque section cadastrale par rapport à la valorisation moyenne de la localisation des sections cadastrales du *quartier de référence*. Ce quartier de référence, choisi comme étant le quartier Saint-Pierre, est celui par rapport auquel sont définies les 110 variables indicatrices de quartier mobilisées dans l'estimation de la fonction hédonique. Le rôle du quartier de référence est important dans l'interprétation des résultats. Le quartier Saint-Pierre est situé à la périphérie de l'hypercentre urbain. Il est l'archétype des quartiers de la deuxième couronne marseillaise, un ancien village qui, au fil du temps, s'est trouvé rattaché à l'espace urbain pour en faire maintenant totalement partie. Nous

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Trannoy

avons choisi ce quartier, car il comporte un double avantage pour la comparaison des résultats. En premier lieu, le revenu fiscal médian de ce quartier en 2000 est proche du revenu fiscal médian de l'ensemble des ménages marseillais pour la même année. En second lieu, les aménités de localisation y sont peu valorisées.

Formellement, si  $j$  est l'indice de la section cadastrale,  $l$  est l'indice de la variable de localisation ( $l = 1, \dots, 12$ ),  $\widehat{\eta}$  est le vecteur colonne des 12 coefficients estimés des caractéristiques de localisation,  $z_j$  est le vecteur ligne décrivant les caractéristiques de localisation de la section cadastrale  $j$  et  $z_0$  est le vecteur des caractéristiques moyennes – pondérées par le nombre d'observations de chaque section – des sections cadastrales du quartier de référence, nous définissons l'estimateur  $\widehat{A}_j$  de la valorisation différenciée de la localisation de la section cadastrale  $j$  par rapport à la valorisation moyenne du quartier de référence par :

$$\widehat{A}_j = (z_j - z_0)\widehat{\eta}. \quad (4)$$

La variance de cet estimateur est estimée par la formule :

$$\text{var}(\widehat{A}_j) = (z_j - z_0)^T \text{Var}(\widehat{\eta})(z_j - z_0) \quad (5)$$

où  $\text{Var}(\widehat{\eta})$  est obtenue lors de l'estimation du modèle par les moindres carrés ordinaires.

Partant de ces variables calculées pour chaque section cadastrale, nous construisons un estimateur agrégé de valorisation de la localisation du quartier – ici aussi par rapport au quartier de référence – en calculant simplement la moyenne, pondérée par le nombre des observations, des indicateurs différenciés  $\widehat{A}_j$  des sections cadastrales composant le quartier. De manière spécifique, pour le quartier  $q$  comprenant  $r_q$  sections cadastrales, nous définissons son indice agrégé  $A_q$  de valorisation par :

$$A_q = \sum_{j=1}^{r_q} w_j \widehat{A}_j$$

où  $w_j^q$  désigne la *fraction* des observations du quartier  $q$  qui ont été collectées dans la section cadastrale  $j$ . On obtient par ailleurs une estimation de la variance de cette estimation par la formule suivante :

$$\text{Var}(A_q) = \sum_{j=1}^{r_q} \omega_j \widehat{\text{Var}}(\widehat{A}_j) \widehat{A}_j$$

Notre approche interprète donc le prix hédonique  $P_{VI_q}$  de la variable indicatrice du quartier  $q$  comme mesurant la valeur du quartier *nette* de sa localisation et la grandeur  $P_{VI_q} + A_q$  comme mesurant la valeur *brute* de ce même quartier.

Les résultats de la mise en oeuvre de notre approche pour les différents quartiers sont présentés en annexe dans le tableau C ainsi que de manière graphique dans les figures 3 et 4. La figure 4 illustre les gains ou les pertes de valorisation en

L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

pourcentage qu'entraîne la localisation des quartiers par rapport à celle du quartier de référence. Il en ressort d'abord que les quartiers qui capitalisent le plus un avantage de localisation sont tous situés en bord de mer et au sud du Vieux-Port. Il s'agit des quartiers de l'Opéra (+11 %), de Saint-Victor (+15 %), du Pharo (+22 %), d'Endoume (+19 %) et de la Plage du Prado (+25 %). Les quartiers du sud du Vieux-Port compensent le handicap d'être au centre-ville par rapport aux autres quartiers situés un peu plus loin par la proximité de la mer et l'éloignement des nuisances que représentent les grandes pénétrantes. D'une manière générale, la carte traduit l'influence dominante de l'éloignement au centre-ville et, dans une moindre mesure de la proximité, de la mer. Même si un raisonnement, toutes choses égales par ailleurs, infirme l'hypothèse d'une ville centrée autour du Vieux-Port, les quartiers les plus éloignés du centre de Marseille n'en restent pas moins les plus mal classés en terme de localisation lorsque tous les facteurs qui expliquent cette dernière sont pris en compte.

Lorsque l'on s'intéresse à la représentation graphique des résultats des valorisations nettes de localisation, on constate que la dichotomie Nord-Sud de la ville s'estompe. On remarque en particulier que de nombreux quartiers périphériques voient leurs impacts devenir plus favorables par rapport au quartier de référence. En effet, la dévalorisation de ces quartiers que leur confère leur éloignement du centre-ville ou de la mer est maintenant annulée et l'on peut apprécier l'attractivité de ces quartiers à la seule aune de leurs aménités publiques. Les quartiers qui bénéficient particulièrement de cette correction sont ceux qui sont proches de la résidence de Marcel Pagnol aux Camoins, ainsi que ceux qui se situent sur les contreforts de la chaîne de l'Étoile ou de la chaîne du Garlaban. Les logements des Camoins avaient une valeur inférieure de 19 % par rapport à ceux situés dans le quartier de référence avec l'approche brute. Avec l'approche nette de localisation, ils valent 124 % de plus que ceux situés dans le quartier de référence ! Par conséquent, l'agrément intrinsèque du quartier des Camoins est très fortement compensé par le désagrément lié à l'éloignement à la mer et au centre-ville. Des observations similaires peuvent être faites pour les quartiers de l'extrême nord de Marseille et, notamment, pour le quartier de l'Estaque, cher aux peintres impressionnistes. De -10 % en valorisation brute, le quartier de l'Estaque se trouve propulsé comme l'un des plus agréables intrinsèquement avec plus de 54 % en valorisation nette. Il apparaît très nettement à la lecture des cartes de la figure 3 qui comparent les valorisations brutes et nettes des quartiers que les premières opposent le nord et le sud de la ville alors que les secondes placent la frontière entre la périphérie de l'amphithéâtre naturel de Marseille et le port de commerce.

De façon symétrique, les quartiers du Pharo et d'Endoume qui se situent au sud du Vieux-Port et sont mitoyens à la mer voient leur valorisation chuter lorsque l'on passe d'une vision brute à une vision nette. Par exemple, la survalorisation du quartier du Pharo tombe de 60 % à 27 %. La valorisation importante brute

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Tranno

des quartiers du Pharo et d'Endoume par rapport à Saint-Pierre semble donc être attribuable dans une large mesure à leur proximité de la façade maritime sud de Marseille. Les aménités publiques nettes de localisation de ces quartiers n'apparaissent donc pas particulièrement éclatantes.

Il ressort finalement de la lecture de la carte des valorisations nettes que les quartiers vraiment considérés comme ingrats sur le plan des aménités publiques pures sont limités à la zone se trouvant immédiatement derrière le port autonome. C'est donc là que la politique de la ville devrait concentrer ses efforts pour tenter d'améliorer l'existant.

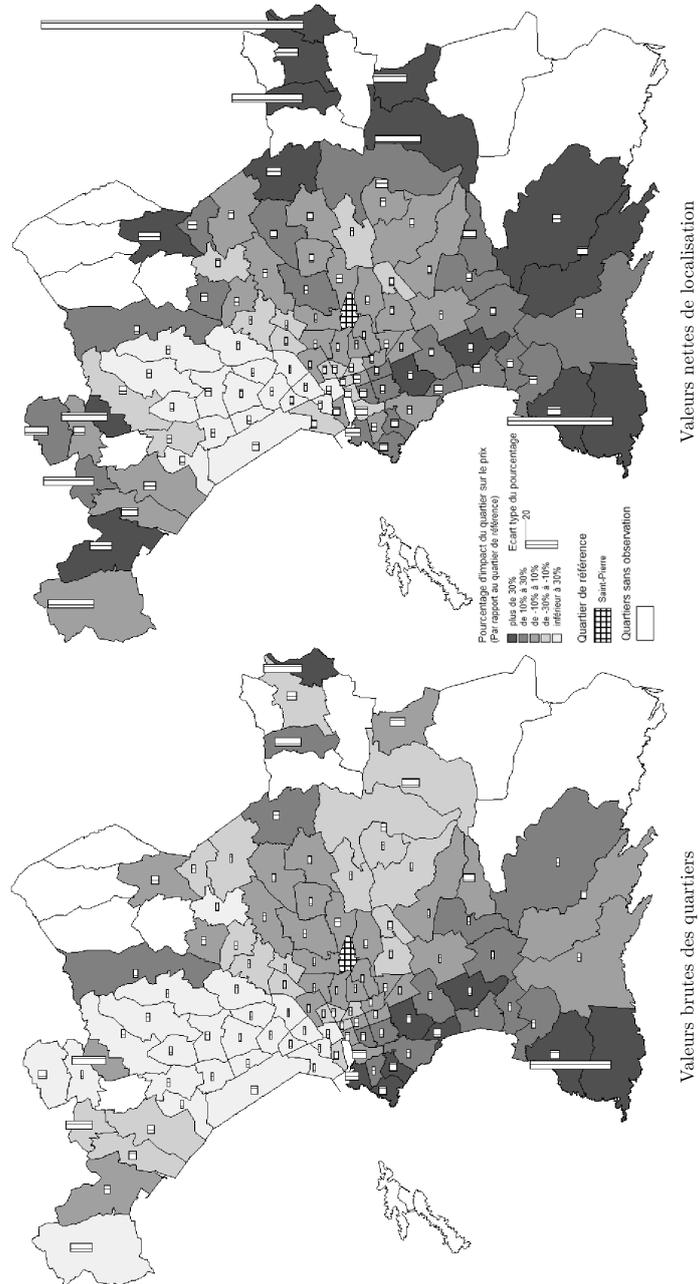
## 5. Conclusion

L'action publique en liaison avec l'histoire et la géographie de la ville produit des biens qui ne sont pas échangés sur un marché, mais qui entrent dans les préférences des ménages lors de l'achat d'un logement. Par le truchement du prix du logement, l'analyse hédonique permet d'affecter un consentement à payer à ces biens non marchands. Les aménités publiques susceptibles d'influencer le prix du logement sont toutefois très nombreuses et rarement observées par l'économètre. Une manière de contourner cette difficulté est de construire un découpage assez fin de l'espace urbain considéré, découpage à partir duquel on construit des variables indicatrices jouant le rôle d'agrégat des aménités publiques dans l'espace considéré. Ces indicatrices de quartiers, pour utiles qu'elles soient, jouent donc le rôle d'une forme réduite et constituent un écran pour celui qui cherche non seulement à décrire le fonctionnement du marché immobilier, mais à en comprendre les mécanismes structurels de valorisation. Le but de cette étude a été d'illustrer comment l'introduction de variables de localisation du quartier modifie l'estimation de la fonction de prix hédonique et, en particulier, comment elle modifie l'estimation des coefficients des quartiers.

Une politique urbaine peut-elle changer l'image et la valorisation d'un quartier ? En partie seulement, car une partie significative de la valorisation d'un quartier est liée à sa localisation dans la ville et est, pour cette raison, intangible. La valorisation d'un quartier nette de cette localisation représente ce que la politique publique peut affecter en plus ou en moins en fonction des aménagements qui y sont réalisés. La géographie de l'action publique s'en trouve donc clarifiée et la méthodologie mise en œuvre dans cet article permet de définir en quelque sorte un thermomètre de l'action publique en matière urbaine, thermomètre dont on pourrait vérifier périodiquement l'efficacité, par exemple, à l'issue de chaque mandat municipal. . .

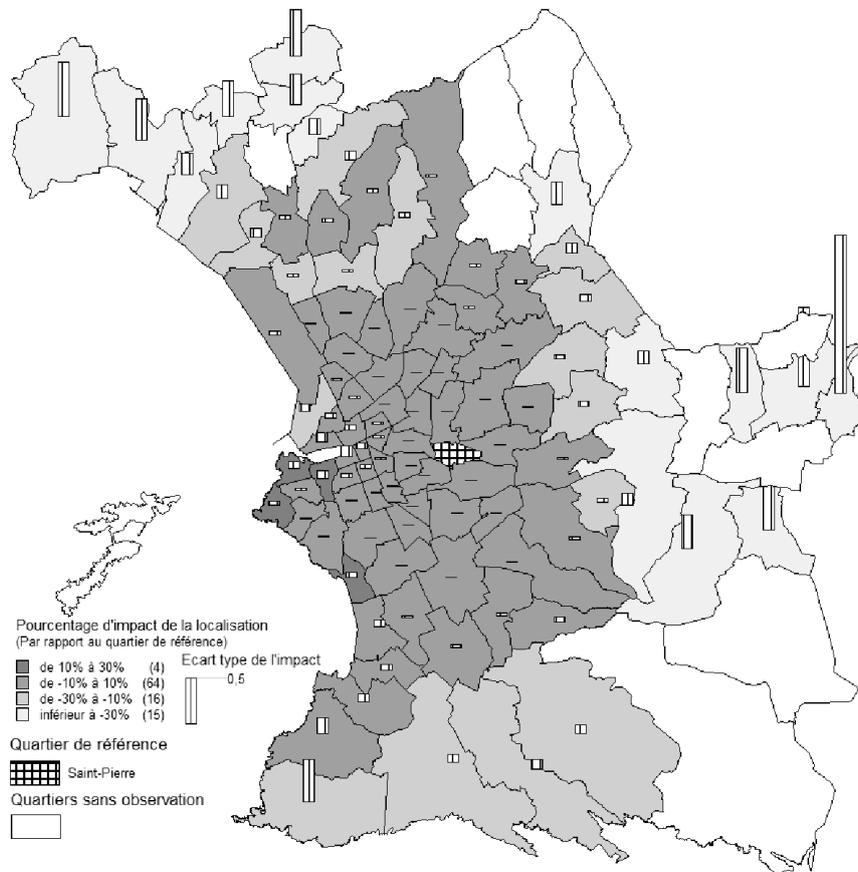
L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

Figure 3 : Pourcentage d'impact (écart type), par rapport au quartier de référence



recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Trannoy

Figure 4 : *Impact de la localisation par rapport au quartier de référence*



## Références

- Anselin, L. A. 1988. "*Spatial Econometrics : Methods and Models*", Kluwer.
- Halvorsen, R. et R. Palmquist. 1980. "The Interpretation of Dummy Variable in Semilogarithmic Equation", *American Economic Review*, 70 : 474-475.
- Barthélémy, F., A. Michelangeli et A. Trannoy. 2005. « La Rénovation de la Goutte d'Or est-elle un Succès ? un Diagnostic à l'Aide d'Indices de Prix Immobilier », *Économie et Prévision*, à paraître.
- Basu, S. et Thibodeau, T.G. 1998. "Analysis of Spatial Correlation in House Prices.", *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 17 : 61-85
- Bell, K. P. et N. E. Bockstael. 2000. "Applying the Generalized-Moments Estimation Approach to Spatial Problems Involving Microlevel Data", *The Review of Economics and Statistics*, 82(1) : 72-82.
- Belsley, D., E. Kuh et R. Welsch. 1980. "*Regression Diagnostics, Identifying Influential Data and Source of Collinearity*", Wiley Publishing. New-York.
- Black, S. E. 1999. "Do Better Schools Matter ? Parental Valuation of Elementary Education", *Quarterly Journal of Economics*, 114 : 578-599.
- Boyle M. et K. Kiel. 2001. "A Survey of House Price Hedonic Studies of the Impact of Environmental Externalities", *Journal of Real Estate Finance and Economics* 9(2) : 117-144.
- Brueckner, J. Thisse, J.-F. et Y. Zenou. 1999. "Why is Central Paris Rich and Central Detroit Poor ? An Amenity-Based Theory", *European Economic Review*, 43 : 91-107.
- Cavailhès, J. 2005. « Le prix des attributs des logements », *Économie et statistique*, 381 : 91-123.
- Cavailhès J., T. Brossard, J.-C. Foltête, M. Hilal, D. Joly, F. P. Tourneux, C. Tritz et P. Wavresky. 2006. "*Seeing and Being Seen: A GIS-Based Hedonic Price Valuation of Landscape*", Dijon, INRA-CESAER, CNRS-ThéMA.
- Davidson, R. et J. MacKinnon. 2004. "*Econometric Theory and Methods*", Oxford University Press.
- Diamond, D. B. 1980. "Income and Residential Location : Muth revisited", *Urban Studies*, 17 : 1-12.
- Donzel, A. 2005. « Marseille une métropole duale ? », *Faire savoir, Sciences humaines et sociales en région PACA*, 5 : 13-19.

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Trannoy

- Dubin, R. B. et A. C. Goodman. 1982. "Valuation of Education and Crime Neighborhood Characteristics Through Hedonic Housing Prices", *Population and Environment*, 5(3) : 166-181.
- Dubin, R. A., and C.-H. Sung. 1990. "Specification of Hedonic Regression: Non-nested Test on Measure of Neighborhood Quality," *Journal of Urban Economics*, 27 : 97-110.
- Faburel G. et I. Maleyre. 2007. « Le bruit des avions comme facteur de dépréciations immobilières, de polarisation sociale et d'inégalités environnementales. Le cas d'Orly », *Développement Durable et Territoires*, 9.
- Fujita, M. 1989. "Urban Economic Theory: Land Use and City Size," Cambridge University Press, 366p.
- van Garderen K. J. et C. Shah. 2002. "Exact Intepretation of Dummy Variable in Semilogarithmic Equation," *Econometrics Journal*, 5 : 149-159.
- Gravel, N., M. Martinez et A. Trannoy. 1997. « Une approche hédonique du marché des logements », *Études Foncières*, 74 : 14-17.
- Gravel, N., A. Michelangeli et A. Trannoy. 2006. "Measuring the Social Value of Local Public Goods: An Empirical Analysis within Paris Metropolitan Area", *Applied Economics*, 38 : 1945-1961.
- Gravel, N. et A. Trannoy. 2003. « Faut-il encore construire des autoroutes autour des grandes villes ? Le cas de la francilienne Nord » in D. Pumain et M.-F. Matteï, *Données Urbaines*, vol. 4, Paris, Anthropos, 103-114.
- Ekeland, I., J. J. Heckman et L. Nesheim. 2004. "Identification and Estimation of Hedonic Models", *Journal of Political Economy*, 112 : s60-s109.
- Ellickson, B. 1979. "An Alternative Test of the Hedonic Theory of Housing Markets", *Journal of Urban Economics*, 9 : 56-79.
- Kain, J. et J. Quiley. 1970. "Mesuring the Value of Housing Quality," *Journal of the American Statistical Association* 65(330) : 532-548.
- Kennedy, P. E. 1981. "Estimation with Correctly Interpreted Dummy Variables in Semilogarithmic Equations", *American Economic Review*, 71 : 801.
- Li, M. et H. J. Brown. 1980. "Micro-Neighborhood Externalities and Hedonic Housing Prices," *Land Economics*, 56(2) : 125-141.
- Maleyre I. 1997. « L'approche hédonique des marchés immobiliers », *Études foncières*, 76 : 22-29.
- Marchand, O. et E. Skiri. 1995. « Prix hédoniques et estimation d'un modèle structurel d'offre et de demande de caractéristiques : Une application au marché de la location de logements en France », *Économie et Prévision* 121(5) : 127-140.
- Moran P. 1948. "The Interpretation of Statistical Maps", *Journal of Royal Statistical Society B*, 10 : 243-251.

L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

Pace, R. K., R. Barry et C. F. Sirmans. 1998. "Spatial Statistics and Real Estate," *Journal of Real Estate Finance and Economics* 17(1) : 5-13.

Rosen, S. 1974. "Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, 82 : 34-55.

Smith, V. K. et J.-C. Huang. 1995. "Can Markets Values Air Quality? A Meta Analysis of Hedonic Property Value Models," *Journal of Political Economy*, 103(1) : 209-227.

## Annexe

### A. Liste des caractéristiques

Tableau A : *Statistiques descriptives*

Variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Prix hors taxes en euro	59489,020	261,3165420	7622,45	609796,07
Surface habitable en mètres carrés	62,7816142	0,1656796	6,00	318,00
1 pièce principale	0,1123950	0,0019701	0	1,00
2 pièces principales(*)	0,2150638	0,0025628	0	1,00
3 pièces principales	0,3504124	0,0029759	0	1,00
4 pièces principales	0,2296141	0,0026234	0	1,00
5 pièces principales ou plus	0,0773031	0,0016659	0	1,00
Nb de pièces principales manquant	0,0151338	0,0007615	0	1,00
Pas de salle de bain	0,0066527	0,0005071	0	1,00
1 salle de bain (Ref)*	0,8132586	0,0024308	0	1,00
2 salles de bain ou plus	0,0353252	0,0011514	0	1,00
Nb de salles de bain manquant	0,1447635	0,0021947	0	1,00
Présence d'un ascenseur	0,3481559	0,0029714	0	1,00
Ascenseur manquant	0,3348117	0,0029436	0	1,00
1 place de parking	0,0327186	0,0011096	0	1,00
2 places de parking ou plus	0,0299953	0,0010640	0	1,00
Nb de places de parking manquant	0,3423981	0,0029598	0	1,00
App, en rez-de-chaussée ou 1er étage(*)	0,4570106	0,0031072	0	1,00
App, du 2 <sup>e</sup> au 6 <sup>e</sup> étage	0,8631341	0,0021439	0	1,00
App, du 7 <sup>e</sup> au 9 <sup>e</sup> étage	0,0288671	0,0010444	0	1,00
App, au 10 <sup>e</sup> étage et plus	0,0061080	0,0004860	0	1,00
App, standard(*)	0,1004902	0,0018753	0	1,00
Duplex	0,0004280	0,0001290	0	1,00
Chambre de bonne	0,0008170	0,0001782	0	1,00
Studio	0,0494865	0,0013528	0	1,00
Atelier d'artiste	0,1936275	0,0024647	0	1,00
Loft	0,0266106	0,0010039	0	1,00
Triplex	0,7302754	0,0027683	0	1,00
Logement occupé	0,0089480	0,0005874	0	1,00

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Trannoy

Tableau A : *Statistiques descriptives (suite)*

Variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
<i>Construit avant 1850</i>	0,0962107	0,0018393	0	1,00
<i>Construit entre 1850 et 1913</i>	0,0968721	0,0018449	0	1,00
<i>Construit entre 1914 et 1947</i>	0,3046997	0,0028710	0	1,00
<i>Construit entre 1948 et 1969</i>	0,1096716	0,0019491	0	1,00
<i>Construit entre 1970 et 1980 (*)</i>	0,0347028	0,0011416	0	1,00
<i>Construit entre 1981 et 1991</i>	0,0743075	0,0016359	0	1,00
<i>Construit après 1992</i>	0,2745876	0,0027838	0	1,00
<i>Époque manquante</i>	0,0355587	0,0011551	0	1,00
<i>1<sup>er</sup> semestre 1995 (*)</i>	0,0538438	0,0014079	0	1,00
<i>2<sup>e</sup> semestre 1995</i>	0,0647370	0,0015348	0	1,00
<i>1<sup>er</sup> semestre 1996</i>	0,0715064	0,0016072	0	1,00
<i>2<sup>e</sup> semestre 1996</i>	0,0927093	0,0018090	0	1,00
<i>1<sup>er</sup> semestre 1997</i>	0,0636866	0,0015232	0	1,00
<i>2<sup>e</sup> semestre 1997</i>	0,0772253	0,0016651	0	1,00
<i>1<sup>er</sup> semestre 1998</i>	0,0859010	0,0017478	0	1,00
<i>2<sup>e</sup> semestre 1998</i>	0,0846561	0,0017363	0	1,00
<i>1<sup>er</sup> semestre 1999</i>	0,0877684	0,0017649	0	1,00
<i>2<sup>e</sup> semestre 1999</i>	0,1072207	0,0019298	0	1,00
<i>1<sup>er</sup> semestre 2000</i>	0,1043028	0,0019065	0	1,00
<i>2<sup>e</sup> semestre 2000</i>	0,1064426	0,0019237	0	1,00
<i>Présence d'une autoroute à -200 m</i>	0,1319639	0,0021111	0	1,00
<i>Présence d'une route départementale à -200 m</i>	0,0208139	0,0008905	0	1,00
<i>Présence d'une route nationale à -200 m</i>	0,1116558	0,0019644	0	1,00
<i>Présence d'une voie ferrée principale à -200 m</i>	0,0026455	0,0003204	0	1,00
<i>Présence d'une voie ferrée secondaire à -200 m</i>	0,1124728	0,0019707	0	1,00
<i>Présence d'une station de métro à -200 m</i>	0,0483193	0,0013376	0	1,00
<i>Proximité à la mer</i>	0,0360255	0,0011624	0	1,00
<i>Proximité du port autonome</i>	0,0290227	0,0010471	0	1,00
<i>Plus de 5 % d'espace naturel</i>	0,1563570	0,0022654	0	1,00
<i>Distance à la mer en mètres</i>	2324,57	10,1435706	4,80	10 667,32
<i>Distance au Vieux-Port en mètres</i>	3 092,09	12,4785830	0,11	11 925,45

(\*) Ref=Modalité de référence lors de l'estimation

L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

## B. Prix hédonique des caractéristiques privées

Tableau B : Prix hédonique en pourcentage et en euro des caractéristiques privées (sauf surface)

Caractéristiques	Sans les aménités publiques		Avec les aménités publiques	
	Pourcentage (Écart type)	Prix en Euro*	Pourcentage (Écart type)	Prix en Euro*
<i>Pas de salle de bain</i>	-18,29 (2,70)	-8 755	-18,15 (2,69)	-8 687
<i>Passer de 1 à 2 salle de bain et plus</i>	7,27 (1,17)	3 468	7,18 (1,16)	3 426
<i>Passer du 2<sup>e</sup> au 6<sup>e</sup> étage</i>	0,83 (0,43)	394	0,91 (0,43)	432
<i>Passer du 7<sup>e</sup> au 9<sup>e</sup> étage</i>	3,58 (1,24)	1 711	3,91 (1,24)	1 869
<i>Passer du 10<sup>e</sup> étage et plus</i>	-5,76 (1,25)	-2 760	-5,44 (1,23)	-2 607
<i>Présence d'un ascenseur</i>	8,22 (0,70)	3 825	7,85 (0,69)	3 655
<i>Passer à un duplex</i>	9,15 (1,71)	4 364	9,02 (1,70)	4 302
<i>Passer à une chambre de service</i>	-8,26 (3,44)	-3 951	-8,19 (3,42)	-3 918
<i>Avoir 1 place de parking</i>	22,07 (0,69)	10 151	22,10 (0,69)	10 165
<i>Avoir 2 places de parking ou plus</i>	29,97 (1,44)	14 228	29,51 (1,43)	14 013
<i>Époque de construction de référence : entre 1970 et 1980</i>				
<i>Passer à un logement construit avant 1850</i>	-15,32 (2,47)	-8 431	-17,44 (2,44)	-7 336
<i>Passer à un logement construit entre 1850 et 1913</i>	-18,52 (0,84)	-9 226	-18,55 (0,84)	-9 029
<i>Passer à un logement construit entre 1914 et 1947</i>	-13,61 (0,83)	-6 723	-13,47 (0,83)	-6 600
<i>Passer à un logement construit entre 1948 et 1969</i>	-9,84 (0,58)	-4 976	-9,94 (0,58)	-4 857
<i>Passer à un logement construit entre 1981 et 1991</i>	11,54 (1,13)	5 450	11,63 (1,12)	5 494
<i>Passer à un logement construit après 1992</i>	27,24 (1,06)	12 818	28,08 (1,08)	12 793
<i>Logement occupé lors de la vente</i>	-16,53 (1,10)	-7 930	-16,62 (1,11)	-7 953
<i>Semestre de référence : 1<sup>er</sup> semestre 1995</i>				
<i>Passer au 2<sup>e</sup> semestre 1995</i>	3,39 (1,27)	1 617	3,54 (1,27)	1 689
<i>Passer au 1<sup>er</sup> semestre 1996</i>	3,69 (1,26)	1 761	3,50 (1,25)	1 666
<i>Passer au 2<sup>e</sup> semestre 1996</i>	7,16 (1,22)	3 402	7,29 (1,21)	3 462
<i>Passer au 1<sup>er</sup> semestre 1997</i>	4,83 (1,30)	2 304	4,88 (1,30)	2 325
<i>Passer au 2<sup>e</sup> semestre 1997</i>	11,26 (1,28)	5 338	11,08 (1,27)	5 253
<i>Passer au 1<sup>er</sup> semestre 1998</i>	13,37 (1,27)	6 321	13,16 (1,27)	6 225
<i>Passer au 2<sup>e</sup> semestre 1998</i>	15,58 (1,28)	7 358	15,70 (1,27)	7 411
<i>Passer au 1<sup>er</sup> semestre 1999</i>	19,70 (1,35)	9 270	19,72 (1,35)	9 280
<i>Passer au 2<sup>e</sup> semestre 1999</i>	25,37 (1,36)	11 837	25,43 (1,35)	11 867
<i>Passer au 1<sup>er</sup> semestre 2000</i>	29,24 (1,94)	13 611	29,12 (1,39)	13 554
<i>Passer au 2<sup>e</sup> semestre 2000</i>	34,70 (2,15)	16 072	34,68 (1,46)	16 063

(\*) Le prix hédonique est donné par rapport au logement de caractéristique moyenne qui est de 59 489 euros

## C. Valeur hédonique

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Trannoy

## des quartiers marseillais

Tableau C : *Décomposition de la valeur des quartiers*

Nom du quartier (Arrondissement)	Valeurs brutes en %		Valeurs de localisation	
	Pourcentage (Écart type)	Pourcentage (Écart type)	Indice (Écart type)	
Belsunce (I)	-36,83 (1,97)	-34,16 (2,78)	-4,35(0,06)	
Chapitre (I)	-18,20 (2,00)	-16,20 (2,61)	-2,62(0,03)	
Noailles (I)	-29,42 (2,59)	-24,71 (3,51)	-6,83(0,07)	
Opéra (I)	-6,51 (3,11)	-12,81 (4,30)	6,42(0,12)	
Saint-Charles (I)	-9,24 (1,98)	-7,08 (2,25)	-2,50(0,01)	
Thiers (I)	-15,51 (2,47)	-11,51 (3,14)	-4,94(0,03)	
Arenc (II)	-42,65 (4,31)	-43,49 (4,42)	1,16(0,04)	
Grands Carmes (II)	-43,80 (1,85)	-39,39 (2,57)	-7,96(0,06)	
Hotel de Ville (II)	-12,58 (3,03)	-7,90 (4,13)	-5,48(0,10)	
La Joliette (II)	-36,54 (1,62)	-19,58 (3,37)	-23,97(0,08)	
Belle de Mai (III)	-33,25 (1,32)	-31,34 (1,45)	-2,94(0,00)	
Saint-Lazare (III)	-36,82 (1,81)	-31,88 (2,33)	-7,63(0,03)	
Saint-Mauront (III)	-33,91 (1,69)	-30,63 (2,06)	-4,90(0,01)	
La Villette (III)	-52,00 (2,11)	-47,04 (2,45)	-9,93(0,03)	
La Blancarde (IV)	-7,69 (1,69)	-5,78 (1,77)	-2,07(0,00)	
Les Chartreux (IV)	-10,90 (1,73)	-10,16 (1,73)	-0,89(0,00)	
Chutes Lavie (IV)	-12,68 (2,07)	-10,20 (2,16)	-2,86(0,00)	
Cinq Avenues (IV)	-0,77 (1,83)	0,25 (1,97)	-1,08(0,00)	
Baille (V)	-3,05 (1,92)	-2,16 (2,09)	-0,95(0,00)	
Le Camas (V)	2,75 (1,84)	5,81 (2,27)	-3,06(0,01)	
La Conception (V)	-4,38 (1,90)	-2,76 (2,25)	-1,76(0,01)	
Saint-Pierre (V)		Quartier de référence		
Castellane (VI)	7,61 (2,53)	10,06 (3,05)	-2,39(0,02)	
Lodi (VI)	5,53 (2,13)	9,90 (2,65)	-4,06(0,01)	
Notre Dame du Mont (VI)	-14,34 (2,19)	-11,26 (2,85)	-3,86(0,03)	
Palais de Justice (VI)	13,63 (3,17)	19,23 (4,48)	-4,99(0,05)	
Préfecture (VI)	-2,54 (3,10)	3,38 (4,13)	-6,09(0,05)	
Vauban (VI)	11,42 (2,36)	15,39 (3,09)	-3,58(0,02)	
Bompard (VII)	33,50 (4,52)	29,16 (4,78)	3,20(0,02)	
Endoume (VII)	38,39 (4,86)	16,15 (5,05)	17,42(0,05)	
Les Iles (VII)		Pas d'observations		
Le Pharo (VII)	58,76 (7,98)	29,41 (9,12)	20,21(0,08)	
Roucas Blanc (VII)	11,69 (2,43)	9,56 (2,83)	1,83(0,01)	
Saint-Lambert (VII)	10,26 (2,30)	9,14 (3,20)	0,85(0,03)	
Saint-Victor (VII)	-5,16 (8,19)	-15,98 (7,74)	12,05(0,09)	
Bonneveine (VIII)	24,45 (2,49)	15,47 (4,16)	7,49(0,08)	
Les Goudes (VIII)	59,74 (46,25)	100,94 (59,81)	-23,31(0,46)	
Montredon (VIII)	34,34 (5,55)	33,05 (7,96)	0,81(0,17)	
Périer (VIII)	45,70 (2,84)	41,38 (3,01)	3,18(0,00)	
La Plage (VIII)	59,83 (4,88)	26,17 (5,06)	23,76(0,06)	
Pointe Rouge (VIII)	25,98 (2,42)	28,98 (4,80)	-2,32(0,09)	
Le Rouet (VIII)	3,98 (2,00)	5,68 (2,15)	-1,56(0,00)	
Saint-Giniez (VIII)	29,19 (2,63)	22,88 (2,93)	5,08(0,01)	
Sainte-Anne (VIII)	40,42 (2,74)	35,77 (3,57)	3,50(0,02)	

L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais

Tableau C : Décomposition de la valeur des quartiers (suite)

Nom du quartier (Arrondissement)	Valeurs brutes en %		Valeur nettes en %		Valeurs de localisation	
	Pourcentage (Écart type)		Pourcentage (Écart type)		Pourcentage (Écart type)	
Vieille Chapelle (VIII)	21,43 (2,25)		18,01 (3,86)		2,98(0,07)	
Les Baumettes (IX)	9,90 (3,29)		34,12 (6,24)		-19,88(0,11)	
Le Cabot (IX)	18,64 (2,22)		22,03 (3,36)		-2,72(0,03)	
Carpiagne (IX)			Pas d'observations			
Mazargues (IX)	12,95 (2,08)		17,62 (3,37)		-3,98(0,04)	
La Panouse (IX)	8,31 (6,63)		19,04 (7,91)		-9,39(0,05)	
Le Redon (IX)	13,21 (2,06)		36,82 (5,25)		-19,02(0,10)	
Sormiou (IX)	-7,19 (1,65)		-8,28 (2,01)		1,16(0,01)	
Sainte-Marguerite (IX)	-1,08 (2,59)		10,05 (4,30)		-10,53(0,09)	
Vaufrèges (IX)			Pas d'observations			
Capelette (X)	-12,68 (2,17)		-8,38 (2,55)		-4,86(0,01)	
Menpenti (X)	-9,79 (2,75)		-6,78 (3,15)		-3,32(0,01)	
Pont de Vivaux (X)	-26,61 (2,78)		-25,25 (2,99)		-1,91(0,01)	
Saint-Loup (X)	-10,43 (1,76)		-2,26 (2,87)		-8,74(0,04)	
Saint-Tronc (X)	-3,31 (1,83)		-2,21 (2,47)		-1,17(0,02)	
La Timone (X)	-0,52 (2,35)		1,37 (2,48)		-1,83(0,00)	
Les Accates (XI)	21,31 (15,12)		148,68 (40,37)		-72,70(0,48)	
La Barasse (XI)	-10,43 (10,28)		81,27 (26,36)		-70,82(0,36)	
Les Camoins (XI)	-18,86 (5,99)		117,22 (28,06)		-99,16(0,85)	
Eoures (XI)	70,14 (22,03)		610,92 (149,43)		-145,15(1,71)	
La Millière (XI)	-4,71 (8,93)		167,69 (37,78)		-104,15(0,87)	
La Pomme (XI)	-18,01 (1,56)		-13,73 (2,32)		-5,09(0,03)	
Saint-Marcel (XI)	-11,20 (3,25)		29,00 (7,13)		-37,46(0,14)	
Saint-Ménet (XI)			Pas d'observations			
La Treille (XI)			Pas d'observations			
La Valbarelle (XI)	-12,79 (1,79)		0,37 (3,22)		-14,08(0,05)	
La Valentine (XI)			Pas d'observations			
Les Caillols (XII)	-8,26 (2,45)		5,05 (3,90)		-13,65(0,06)	
La Fourragère (XII)	4,34 (2,30)		7,12 (2,89)		-2,62(0,02)	
Montolivet (XII)	3,48 (2,20)		8,43 (2,84)		-4,61(0,02)	
Saint-Barnabé (XII)	9,93 (2,28)		10,83 (2,56)		-0,77(0,00)	
Saint-Jean du Désert (XII)	-6,61 (3,93)		-6,02 (4,04)		-0,50(0,01)	
Saint-Julien (XII)	7,20 (2,40)		24,35 (4,22)		-14,85(0,05)	
Les Trois Lucs (XII)	13,53 (3,99)		60,29 (8,63)		-34,50(0,14)	
Château Gombert (XIII)	9,98 (4,70)		81,37 (12,73)		-50,23(0,25)	
La Croix Rouge (XIII)	-11,85 (2,51)		14,40 (5,38)		-26,04(0,11)	
Malpassé (XIII)	-13,95 (2,12)		-8,60 (2,89)		-6,06(0,03)	
Les Médecins (XIII)			Pas d'observations			
Les Murets (XIII)			Pas d'observations			
Les Olives (XIII)	-22,71 (1,84)		-6,60 (3,59)		-18,99(0,08)	
Palama (XIII)			Pas d'observations			
La Rose (XIII)	-31,91 (2,04)		-25,31 (2,86)		-9,28(0,05)	
Saint-Jérôme (XIII)	-0,06 (3,10)		10,33 (4,28)		-9,92(0,04)	
Saint-Just (XIII)	-23,42 (1,81)		-24,55 (1,87)		1,46(0,00)	
Saint-Mitre (XIII)			Pas d'observations			
Les Arnavaux (XIV)	-37,69 (3,08)		-30,64 (3,77)		-10,73(0,03)	
Bon Secours (XIV)	-41,92 (1,61)		-43,09 (1,60)		2,00(0,00)	
Le Canet (XIV)	-42,39 (1,91)		-41,55 (2,14)		-1,46(0,02)	

recherches Pierre-Henri Bono, Nicolas Gravel, Alain Trannoy

Tableau C : Décomposition de la valeur des quartiers (suite)

Nom du quartier (Arrondissement)	Valeurs brutes en %	Valeur nettes en %	Valeurs de localisation
	Pourcentage (Écart type)	Pourcentage (Écart type)	Pourcentage (Écart type)
Le Merlan (XIV)	13,00 (2,93)	18,10 (3,53)	-4,27(0,03)
Saint-Barthélemey (XIV)	-44,70 (2,09)	-44,66 (2,08)	-0,15(0,00)
Saint-Joseph (XIV)	-47,11 (2,55)	-42,37 (3,05)	-8,63(0,05)
Sainte-Marthe (XIV)	-61,36 (1,88)	-56,30 (2,41)	-12,37(0,05)
Les Aygalades (XV)	-30,55 (2,66)	-11,57 (4,56)	-24,18(0,10)
Les Borels (XV)	2,32 (19,51)	47,91 (26,48)	-36,70(0,18)
La Cabucelle (XV)	-46,19 (1,77)	-40,15 (2,46)	-10,85(0,04)
La Calade (XV)	-48,62 (2,16)	-38,46 (3,42)	-18,15(0,10)
Les Crottes (XV)	-49,75 (2,12)	-47,81 (2,38)	-3,96(0,02)
La Delorme (XV)	-48,33 (1,92)	-44,75 (2,53)	-6,71(0,05)
Notre Dame Limite (XV)	-47,12 (5,11)	10,20 (13,60)	-73,74(0,50)
Saint-Antoine (XV)	-45,20 (1,86)	4,06 (6,93)	-64,30(0,34)
Saint-Louis (XV)	-32,38 (1,92)	-26,95 (2,83)	-7,89(0,05)
Verduron (XV)	-23,80 (15,38)	25,56 (28,97)	-50,85(0,39)
La Viste (XV)		Pas d'observations	
L'Estaque (XVI)	-9,73 (3,62)	51,04 (12,71)	-51,99(0,45)
Les Riaux (XVI)	-45,00 (12,70)	7,48 (26,43)	-67,86(0,59)
Saint-André (XVI)	-20,19 (4,23)	4,90 (7,11)	-27,72(0,16)
Saint-Henri (XVI)	-25,78 (4,82)	9,66 (9,89)	-39,70(0,24)

note : Les valeurs sont à interpréter par rapport au quartier de référence.

