

# Accessibilité, pollution locale et prix du logement : le cas de Nantes Métropole, France

*Accessibility, local pollution and housing prices. Evidence from Nantes Métropole, France*

Dorothee Brécard\*, Rémy Le Boennec\*\* et Frédéric Salladarré\*\*\*

**Résumé** – Dans cet article empirique, nous analysons dans quelle mesure les variables liées à l’accessibilité et à l’environnement sont capitalisées dans le prix des appartements vendus sur le territoire de Nantes Métropole, en France. À partir d’un échantillon de 5 590 transactions immobilières réalisées en 2002, 2006 et 2008 et extraites de la base de données *Perval*, nous estimons un modèle spatial de prix hédoniques qui tient compte de l’autocorrélation et de l’hétérogénéité spatiales. Une attention particulière est portée à l’élaboration des variables liées à la qualité environnementale (exposition au bruit, pollution atmosphérique). Le prix des appartements dépend positivement de la proximité au centre-ville de Nantes, mais le réseau de transport collectif (urbain ou non urbain) n’a pas d’incidence significative. La réduction du niveau sonore est valorisée, mais seulement à des niveaux de significativité faibles à marginaux, et la qualité de l’air n’influence pas le prix des appartements. Ces résultats peuvent être imputés à une accessibilité et une qualité environnementale de bon niveau à Nantes Métropole, ce qui rend probablement les ménages moins sensibles à ces aspects que dans d’autres contextes géographiques. Cela semble apporter peu de soutien aux plans de mobilité urbaine durable qui favorisent une meilleure accessibilité, à moins que les autorités publiques ne ciblent également un renforcement de la sensibilisation aux modes de transport vertueux.

**Abstract** – In this empirical article, we analyze the extent to which accessibility and environmental variables are capitalized in apartment prices in Nantes Métropole, France. Using a sample of 5,590 transactions in 2002, 2006, 2008 from the *Perval* database, we estimate a spatial hedonic price model that takes into account spatial autocorrelation and spatial heterogeneity. Special attention is also paid to the construction of environmental quality variables (noise exposure, air pollution). We find that apartment prices depend positively on proximity to Nantes city centre but that the public transport network (urban or non-urban) has no significant influence. Noise reduction is valued, but only at low or marginal levels of significance, and air quality does not influence apartment prices. These results can be related to good accessibility and environmental quality in Nantes Métropole which probably makes households less sensitive to these issues than in other geographical contexts. This seems to provide little support for sustainable urban mobility plans favoring better accessibility, unless public authorities also target the greater awareness of the use of virtuous modes of transport.

Codes JEL / JEL Classification: C21, Q51, Q53, R31

Mots-clés : prix hédoniques, accessibilité, qualité de l’air, exposition au bruit, économétrie spatiale.

Keywords: hedonic price model, accessibility, air quality, noise exposure, spatial econometrics

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n’engagent qu’eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l’Insee.

\* Université de Toulon, LEAD ([brecard@univ-tln.fr](mailto:brecard@univ-tln.fr))

\*\* Institut VEDECOM et Laboratoire Genie Industriel, CentraleSupélec, Université Paris-Saclay ([remy.leboennec@vedecom.fr](mailto:remy.leboennec@vedecom.fr))

\*\*\* Univ Rennes, CNRS, CREM - UMR 6211 & LEMNA ([frederic.salladarre@univ-rennes1.fr](mailto:frederic.salladarre@univ-rennes1.fr))

Cette recherche a été financée par l’Agence Nationale de la Recherche, dans le cadre de l’« Évaluation des impacts environnementaux d’un plan de déplacements urbains (PDU) et de leurs conséquences socio-économiques : développements méthodologiques et tests sur le PDU de Nantes Métropole » (ANR-08-VILL-0005). Nous souhaiterions remercier Patrice Mestayer et Bernard Bourges pour leur coordination sur le projet Éval-PDU, ainsi que Julie Bulteau, Marc Baudry, Yannick Le Pen et Bernard Fritsch pour leur contribution à la première partie de ce projet.

Reçu le 15 juin 2017, accepté après révisions le 24 juillet 2018

L’article en français est une traduction de la version originale en anglais.

Élue Capitale verte de l'Europe en 2013, Nantes fait désormais partie des « Villes vertes – Faites pour vivre ». Selon plusieurs études françaises, Nantes se classe également parmi les villes de France les plus agréables à vivre<sup>1</sup>. L'un de ses atouts est sa performance environnementale, grâce à ses réseaux de transport collectif, à la qualité de l'air, à la quiétude de l'environnement et aux nombreux espaces verts jalonnant la ville. Quelle valeur les ménages accordent-ils à ces facteurs caractérisant leur cadre de vie ? Cette question est particulièrement importante au regard de l'efficacité des politiques locales qui visent, en théorie, l'augmentation du bien-être des habitants par des améliorations en matière d'accessibilité, de qualité de l'air et de calme, entre autres facteurs liés à la qualité de vie.

La littérature théorique de l'économie urbaine suggère que les aménités liées à l'accessibilité et à l'environnement sont décisives dans les choix de localisation des ménages. L'analyse des facteurs de localisation des ménages par rapport aux centres d'affaires ou *Central Business Districts (CBDs)* met en évidence un arbitrage entre le caractère central du logement – plus on s'éloigne du centre, moins le mètre carré est cher – et les coûts de transport – qui augmentent à mesure qu'on s'éloigne du centre (Alonso, 1964 ; Ogawa & Fujita, 1980 ; Le Boennec, 2014). En présence de plusieurs *CBDs*, la décroissance du prix des logements avec la hausse de la distance au centre-ville peut ne plus être monotone (Osland & Pryce, 2012 ; Le Boennec & Sari, 2015). Le choix de localisation tient également compte des aménités locales (Fujita, 1989 ; Takahashi, 2017 ; Lemoy *et al.*, 2017), tandis que les externalités environnementales négatives (bruit, congestion et pollution atmosphérique) découragent l'installation des ménages en certains lieux (Kanemoto 1980 ; Schindler *et al.*, 2017).

Depuis l'article fondateur de Rosen (1974), la méthode des prix hédoniques a été largement utilisée pour valoriser les attributs intrinsèques et extrinsèques d'un logement. Comme le prix des logements dépend de caractéristiques intrinsèques (nombre de pièces, surface habitable) et extrinsèques (proximité des transports collectifs, qualité sociale du voisinage, aménités et pollution), le marché immobilier peut indirectement fournir une valeur monétaire pour ces attributs. La différence de prix entre deux logements identiques à un attribut près peut rendre compte de la valeur du gain ou de la perte en bien-être induite par cet attribut : transport collectif, aménité ou qualité environnementale. La méthode des prix

hédoniques est ainsi particulièrement pertinente pour fournir de nouvelles informations sur le consentement à payer des ménages pour une plus grande accessibilité et une meilleure qualité environnementale.

Des travaux empiriques reposant sur les préférences déclarées soulignent également l'importance de ces aménités dans le choix du logement. Les ménages sélectionnent le cadre de vie où le transport et les aménités sont conformes à leurs préférences (Bhat *et al.*, 2008 ; Cao & Cao, 2014). Le rôle de ces préférences est ainsi mis en évidence dans les choix de localisation résidentielle (Lund, 2006 ; Walker & Li, 2007). Les préférences sont liées au cycle de vie, dans le sens où certains événements (par exemple, la naissance d'un enfant) peuvent faire évoluer ces dernières et pousser les individus à déménager (Clark & Onaka, 1983 ; Rabe & Taylor, 2010).

L'approche hédonique est exploitée par une vaste littérature empirique pour évaluer la valeur des attributs tant intrinsèques qu'extrinsèques des logements. Même si le gros des travaux reposant sur la méthode des prix hédoniques a été conduit aux États-Unis et au Canada, la littérature européenne connaît une croissance depuis le début du 21<sup>e</sup> siècle, avec une accélération plus récente ; la situation est comparable en Asie. En France, Cavailhès (2005) souligne que la valeur des logements qui approvisionnent le marché locatif de 287 centres urbains français s'accroît avec les aménités et l'accessibilité. Il souligne qu'une telle valorisation dépend largement de la qualité sociale du voisinage. La capitalisation de l'accès aux transports collectifs dans le prix des appartements a été démontrée à Nantes (Fritsch, 2007) et Paris (Nguyen-Luong & Boucq, 2011). Le rôle des aménités (par exemple, les espaces verts) et des nuisances environnementales (comme l'exposition au bruit) a également été souligné à Grenoble (Saulnier, 2004), dans la majorité des centres urbains étudiés par Cavailhès (2005), à Paris (Bureau & Glachant, 2010), Angers (Choumert & Travers, 2010 ; Travers *et al.*, 2013), sur la côte atlantique française (Pouyane *et al.*, 2011 ; Le Berre *et al.*, 2017) et à Nantes (Le Boennec & Sari, 2015 ; Le Boennec & Salladarré, 2017).

Les caractéristiques de localisation et d'accessibilité comptent souvent parmi les déterminants clés des prix immobiliers. Toutefois, cela ne se

1. Citons par exemple le classement 2018 de l'Express, dans lequel Nantes se trouve à la première place, comme cela était déjà le cas en 2017 ([https://www.lexpress.fr/emploi/le-palmares-2018-des-villes-ou-il-fait-bon-vivre-et-travailler\\_1984924.html](https://www.lexpress.fr/emploi/le-palmares-2018-des-villes-ou-il-fait-bon-vivre-et-travailler_1984924.html)), consultée le 20/03/2018.

vérifie pas toujours selon le contexte local, tandis que dans la majorité des cas, le sens de la relation entre accessibilité à certaines aménités ou modes de transport et capitalisation immobilière doit être éclairci. Concernant les variables liées à la qualité environnementale, seules quelques rares études hédoniques françaises fournissent des informations sur l'influence potentielle de la pollution atmosphérique ou de l'exposition au bruit sur le prix des logements (voir la revue de la littérature ci-après). Les études permettant de calculer les données spécifiques associées à chaque transaction immobilière sont encore plus rares. Le présent article analyse ces variables originales et apporte de nouveaux éclairages sur les effets d'une plus grande accessibilité et d'une meilleure qualité environnementale sur la valeur des appartements dans un contexte local : l'agglomération de Nantes Métropole.

Pour mettre en œuvre le modèle hédonique, nous exploitons une base de données originale en coupe transversale, partiellement obtenue à partir de simulations numériques. Ces simulations ont été effectuées dans le cadre d'un projet de recherche pluridisciplinaire, à l'aide d'une chaîne de modèles élaborés à partir de données physiques. Le point de départ était constitué par les données liées au trafic à Nantes Métropole (Mestayer *et al.*, 2012), qui ont permis de calculer l'exposition au bruit et la qualité de l'air autour des logements. Ces données environnementales ont été consolidées dans notre base géoréférencée avec les transactions immobilières enregistrées dans les 24 communes de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008, qui intègrent également des distances à un ensemble de lieux de référence.

Comme les logements sont caractérisés par des attributs de localisation, nous mobilisons les techniques de l'économétrie spatiale que nous appliquons à la modélisation de prix hédoniques. La dépendance spatiale entre les observations de notre échantillon est ainsi prise en compte en différents points de l'espace. Pour traiter l'auto-corrélation et l'hétérogénéité spatiales, nous utilisons la méthode des variables instrumentales et la méthode des moments généralisés (MMG) proposée par Kelejian et Prucha (2010) afin d'estimer, année par année, des modèles autorégressifs spatiaux. Cette méthode d'estimation récente en plusieurs étapes inclut un décalage spatial de la variable dépendante et une autocorrélation spatiale des erreurs.

En cohérence avec la littérature hédonique existante, nos résultats confirment que les attributs intrinsèques des logements ont une incidence sur

leur prix. Concernant les caractéristiques extrinsèques, les résultats sont beaucoup plus mitigés : si une plus grande accessibilité au centre-ville de Nantes fait grimper le prix des appartements comme attendu, nous ne trouvons aucune incidence significative des réseaux de transport collectif (tant urbain que non urbain) sur le prix. L'influence spécifique des variables de qualité environnementale est également très limitée : la pollution atmosphérique ne déprécie pas les logements ; ce n'est pas le cas de la pollution sonore, mais les prix des appartements exposés au bruit ne sont que légèrement inférieurs à ceux des appartements qui ne le sont pas. Certains de ces résultats sont assez surprenants et feront l'objet d'un examen ultérieur.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La section suivante passe en revue la littérature qui traite de l'effet du bruit, de la pollution atmosphérique et de l'accessibilité sur la valeur des logements. Nous présentons ensuite notre base de données. Une autre section détaille le modèle économétrique et les tests de dépendance spatiale, et une section suivante est dédiée à l'analyse des résultats. Enfin, nous formulons pour conclure quelques commentaires et recommandations de politique publique.

## Revue de la littérature

Même si les travaux empiriques qui utilisent la méthode des prix hédoniques sont relativement unanimes quant à l'incidence de différents attributs intrinsèques sur la valeur des logements, les résultats sont plus contrastés en ce qui concerne les effets des caractéristiques extrinsèques, qui dépendent avant tout de la localisation du logement et de son voisinage. L'étendue de cette revue de littérature se limite aux caractéristiques extrinsèques examinées dans le présent article, à savoir la pollution locale (bruit et air) et l'accès aux transports collectifs urbains et non urbains.

### Bruit

En sa qualité d'externalité négative, le bruit tend à faire baisser la valeur des logements. Nelson (2004) examine l'effet de l'exposition au bruit des logements situés à proximité de 23 aéroports des États-Unis et du Canada. Il conclut que la baisse moyenne des prix est de 0.58 % par décibel (dB) supplémentaire, et que la sensibilité au bruit est plus élevée au Canada. Nelson (2008) met en évidence que l'Indice de dépréciation sonore ou *Noise Depreciation Index* (NDI) a une

valeur médiane de 0.74 % par dB pour le bruit du trafic aérien et de 0.54 % pour le bruit du trafic routier. Dans la municipalité suédoise de Lerum, Andersson *et al.* (2010) mettent en évidence un effet négatif plus important du bruit routier que ferroviaire, avec une baisse des prix immobiliers par dB supplémentaire de respectivement 1.2 % et 0.4 %. Lorsque le niveau sonore total dépasse 55 dB, ces chiffres s'élèvent à 1.7 % pour le bruit routier et 0.7 % pour le bruit ferroviaire. Cette baisse est également d'environ 0.5 % par dB supplémentaire autour du réseau ferroviaire de Séoul, en Corée (Chang & Kim, 2013). Dans la même veine en France, les appartements situés dans les quartiers calmes de Paris valent en moyenne 1.5 % de plus que les autres (Bureau & Glachant, 2010). Cependant, la relation entre exposition au bruit et valeur du logement n'est pas toujours claire. Le Boennec et Sari (2015) ne révèlent qu'une relation faible entre l'exposition au bruit routier et ferroviaire et le prix des maisons sur le territoire de Nantes Métropole (- 0.23 % par dB supplémentaire). En fonction du contexte, le bruit n'est parfois pas significatif du tout, comme cela est le cas à Grenoble, en France (Saulnier, 2004) et comme le montre Cavailhès (2005) dans la majorité des centres urbains français.

### Pollution atmosphérique

La relation entre pollution atmosphérique et valeur des logements a fait l'objet de nombreuses études depuis l'article fondateur de Ridker et Henning (1967). Ces derniers ont établi l'effet négatif de la pollution par le soufre dans la zone métropolitaine de Saint Louis, aux États-Unis. Dans les analyses hédoniques, les variables liées à la qualité de l'air exercent des effets très contrastés sur la valeur des logements (Smith & Huang, 1993 ; Boyle & Kiel, 2001). Decker *et al.* (2005) montrent l'incidence négative d'une forte concentration de polluants interdits dans le Nebraska, aux États-Unis. Cependant, dans un autre état américain, le Massachusetts, les mêmes polluants ne sont pas significatifs (Bui & Mayer, 2003). Des études françaises ont également révélé un lien significatif entre pollution atmosphérique et valeur des logements : entre niveaux de dioxyde d'azote et loyers à Grenoble (Saulnier, 2004) et entre pollution atmosphérique et loyers dans les centres urbains français (Cavailhès, 2005). Kim *et al.* (2003) montrent qu'une amélioration permanente de 4 % de la qualité de l'air, par l'intermédiaire d'une baisse de la pollution au dioxyde de soufre (SO<sub>2</sub>), équivaut à 1.43 % du prix moyen d'une maison à Séoul, tandis que la pollution par les

oxydes d'azote (NO<sub>x</sub>) n'a aucune incidence sur la valeur des logements. Ces résultats contrastés rendent probablement compte de l'hétérogénéité des marchés immobiliers. À l'aide d'un indice de qualité de l'air spécifique, Le Boennec et Salladarré (2017) montrent que les acheteurs de Nantes Métropole ne sont généralement pas sensibles à la pollution atmosphérique, à l'exception de ceux qui ont déjà habité dans une zone polluée. Ces résultats mitigés pourraient également s'expliquer par des différences de mesure de la qualité de l'air. Par exemple, Anselin et Le Gallo (2006) mettent en évidence que, dans l'estimation de l'effet de la qualité de l'air sur la valeur des logements en Californie du Sud, des valeurs d'ozone discrétisées donnent de meilleurs résultats que la variable continue.

### Transport

Les travaux empiriques menés sur l'accès aux transports collectifs (urbains et non urbains) ont produit des résultats contrastés. Ce contraste est mis en évidence dans Bowes et Ihlanfeldt (2001) pour Atlanta, États-Unis. La proximité d'une gare est susceptible de pousser les prix à la hausse via une accessibilité accrue et la présence de commerces de proximité, qui constituent un avantage pour les habitants du quartier. Toutefois, les gares sont synonymes de pollution sonore et atmosphérique, en plus d'une perturbation paysagère. Il en résulte que l'effet net global devient négatif pour les biens immobiliers situés près de la gare (à moins de 400 mètres), et positif pour les biens plus éloignés (entre 1.5 et 5 km). D'autres travaux ont également mis en évidence un effet concave de la proximité des gares, comme Billings (2011) à Charlotte, États-Unis, et Mohammad *et al.* (2017) pour à Dubaï, Émirats arabes unis (stations de métro). Toutefois, dans la plupart des études américaines, l'effet-accessibilité positif du métro domine l'effet d'externalité négative (voir Efthymiou & Antoniou, 2013, et Dubé *et al.*, 2013 pour une étude détaillée). C'est également le cas pour les villes asiatiques (Pan & Zhang, 2008 ; Chen & Haynes, 2015 ; Li *et al.*, 2016 ; Diao *et al.*, 2017).

Des résultats proches ont été obtenus pour les villes européennes. Efthymiou et Antoniou (2013) montrent qu'à Athènes, en Grèce, la proximité d'un métro, d'un tramway, d'une gare de train de banlieue ou d'un arrêt de bus pousse à la hausse le prix des appartements, tandis que la proximité de l'ancien réseau ferré urbain, de gares de lignes nationales, d'aéroports ou de ports les fait baisser. Martínez et Viegas (2009)

montrent que la proximité du métro fait s'accroître les valeurs immobilières à Lisbonne, au Portugal, d'autant plus que le logement a accès à deux lignes de métro au lieu d'une. À Paris, bien que la proximité d'une gare fasse grimper les prix (Bureau & Glachant, 2010), la proximité d'une station de métro les fait baisser. Cela est cohérent avec les résultats de Nguyen-Luong et Boucq (2011), qui mettent en évidence des prix inférieurs de 5 % pour les appartements situés à moins de 200 mètres de la troisième ligne de tramway parisienne. Il est intéressant de noter que Fritsch (2007) obtient des résultats similaires à Nantes, où les lignes de tramway tendent à faire baisser la valeur des logements dans les zones proches du centre-ville, et à faire grimper dans les quartiers plus éloignés<sup>2</sup>.

Les méta-analyses de Debrezion *et al.* (2007) et de Mohammad *et al.* (2013) mettent en évidence que l'effet des projets ferroviaires ou des infrastructures existantes sur les valeurs immobilières dépend également de plusieurs autres facteurs, tels que le type de service ferroviaire, l'ancienneté du système (articulés autour d'un plus grand nombre de lignes, les réseaux plus anciens sont plus attractifs pour les usagers), la localisation et les caractéristiques des gares, ainsi que la localisation et l'accès au réseau routier. En particulier, Mohammad *et al.* (2013) montrent que les trains de banlieue ont davantage d'effets positifs que le métro sur les valeurs foncières et immobilières, et qu'un accès aisé au réseau routier freine la valorisation du réseau ferré. Par ailleurs, les répercussions du réseau ferré sont plus importantes dans les villes d'Europe et d'Asie de l'Est qu'en Amérique du Nord.

## Description des données

Les facteurs explicatifs du prix des appartements à Nantes Métropole sont analysés à l'aide de données en coupe transversale. Nantes Métropole est une agglomération qui rassemble 24 communes du département de Loire-Atlantique, dans la région Pays de la Loire. Cette métropole se situe à l'ouest du pays, à 380 km de Paris, et couvre une superficie de plus de 523 km<sup>2</sup>. Elle est traversée par un fleuve (la Loire), et deux rivières (l'Erdre et la Sèvre). Elle compte 600 000 habitants, dont la moitié vit dans la commune centrale de Nantes. En 2015, on a comptabilisé sur ce territoire plus de 2.3 millions de déplacements quotidiens, dont 55 % réalisés en voiture (conducteurs et passagers) et 15 % en transports collectifs. Les distances totales parcourues s'élèvent à 21 km par jour, équivalant à un temps

de déplacement de 67 minutes<sup>3</sup>. La base de données exploitée nous permet de lier le prix des appartements vendus sur le territoire de Nantes Métropole à leurs caractéristiques intrinsèques et extrinsèques (accessibilité, environnement géographique et socioéconomique, qualité environnementale). Toutes les statistiques descriptives sont recensées dans le tableau 1.

Les données proviennent de la base de données notariale, *Perval*, et fournissent des informations sur 25 000 transactions immobilières enregistrées sur le territoire de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008<sup>4</sup>. Il convient de noter que toutes les transactions immobilières de France sont couvertes par deux bases notariales : *Perval* et *BIEN* pour Paris (Gouriéroux & Laferrère, 2009). Les données ont été géoréférencées dans le cadre d'un projet de recherche pluridisciplinaire. Nous analysons ici, après épuration des données (retrait des informations manquantes), les observations relatives à 5 590 ventes d'appartements. Comme les données liées aux transactions immobilières ne peuvent pas être traitées comme continues dans le temps, les trois années sont examinées séparément. Les données fournissent des informations sur la transaction (date, prix, nature du transfert, etc.), sur la localisation de l'appartement (commune, section cadastrale, etc.) et sur ses attributs intrinsèques (surface habitable, nombre de pièces principales, salles de bain, etc.). Concernant la surface habitable, toutes les observations ont été conservées, à l'exception d'un appartement de moins de 9 m<sup>2</sup><sup>5</sup>.

2. Fritsch (2007) emploie cependant une définition très spécifique de l'accessibilité d'un quartier : cette accessibilité est considérée élevée (et respectivement moyenne et faible) lorsque l'appartement se trouve dans un IRIS où plus de 50 % (et respectivement de 20 à 50 %, et moins de 20 %) de la surface de l'IRIS se trouve à moins de 300 mètres à vol d'oiseau d'un arrêt de tramway.

3. Source : Enquête déplacements en Loire-Atlantique, Département de Loire-Atlantique, janvier 2016.

4. Nos statistiques descriptives révèlent un prix au mètre carré de 1 866 € pour les transactions de 2008. Ce chiffre est de 1 511 € en 2002 (en euros constants), et de 1 984 € en 2006. En deux ans, entre 2006 et 2008, les prix ont donc chuté de 5.9 %. Au contraire, le prix du mètre carré a augmenté de 31.3 % entre 2002 et 2006. En France, le marché immobilier n'a pas connu une baisse aussi abrupte qu'en Espagne, en Irlande ou aux États-Unis, par exemple. Ce résultat favorable s'explique en partie par le dynamisme de la demande de logement sur la longue période (et en particulier dans les grandes zones urbaines comme Nantes Métropole). Ce dynamisme est lié à une démographie favorable. Une telle situation peut également s'expliquer par le niveau élevé de dépenses publiques qui a contribué à préserver le pouvoir d'achat des ménages pendant la crise financière mondiale.

5. Le décret du 30 janvier 2002 dispose qu'un appartement en location doit présenter, pour être qualifié de décent, une surface minimale de 9 m<sup>2</sup>. En outre, la Loi Carrez vise à certifier la surface des habitations vendues en France (qu'elles soient occupées par le propriétaire ou non) : cette certification est obligatoire dès 8 m<sup>2</sup>. Il n'est donc pas surprenant que la base Perval contienne 95 observations de moins de 20 m<sup>2</sup>. En effet, Nantes constitue une ville attractive pour les étudiants qui fréquentent le grand campus universitaire et d'autres établissements d'enseignement supérieur. Cette situation est comparable à d'autres constatées ailleurs en France, et pas seulement à Paris, mais aussi dans d'autres grandes agglomérations (Lyon, Toulouse, Montpellier, Rennes, Lille...).

Tableau 1  
Statistiques descriptives

Variable	Définition	2002				2006				2008			
		Moyenne	$\sigma$	Min	Max	Moyenne	$\sigma$	Min	Max	Moyenne	$\sigma$	Min	Max
Surface	Surface habitable en m <sup>2</sup>	64.49	24.67	11.00	241.00	62.03	24.97	12.00	242.00	61.56	25.03	13.00	250.00
Constr<1948	Construction avant 1948	0.03	0.16	0.00	1.00	0.05	0.22	0.00	1.00	0.05	0.21	0.00	1.00
Constr[1948-1969]	Construction entre 1948 et 1969	0.18	0.39	0.00	1.00	0.20	0.40	0.00	1.00	0.20	0.40	0.00	1.00
Constr[1970-1980]	Construction entre 1970 et 1980	0.19	0.39	0.00	1.00	0.20	0.40	0.00	1.00	0.19	0.39	0.00	1.00
Constr[1981-1991]	Construction entre 1981 et 1991	0.14	0.35	0.00	1.00	0.15	0.36	0.00	1.00	0.12	0.33	0.00	1.00
Constr>1991	Construction après 1991	0.46	0.50	0.00	1.00	0.40	0.49	0.00	1.00	0.44	0.50	0.00	1.00
VEFA	Vente en l'état futur d'achèvement	0.34	0.47	0.00	1.00	0.22	0.41	0.00	1.00	0.22	0.42	0.00	1.00
Absence de stationnement	0 place de parking	0.04	0.19	0.00	1.00	0.06	0.23	0.00	1.00	0.08	0.28	0.00	1.00
Une place de parking	1 place de parking	0.82	0.39	0.00	1.00	0.83	0.37	0.00	1.00	0.80	0.40	0.00	1.00
>Une place de parking	2 places de parking ou plus	0.15	0.36	0.00	1.00	0.11	0.31	0.00	1.00	0.12	0.32	0.00	1.00
ZUS	Logement situé en ZUS	0.04	0.20	0.00	1.00	0.06	0.24	0.00	1.00	0.06	0.25	0.00	1.00
ZUS contiguë	Logement situé dans un IRIS contigu à une ZUS	0.14	0.35	0.00	1.00	0.17	0.38	0.00	1.00	0.16	0.37	0.00	1.00
Densité de logements	Densité de logements dans l'IRIS en ha	6.51	4.62	0.00	16.43	7.11	4.79	0.00	17.54	6.69	4.68	0.00	17.07
Revenu médian	Revenu médian dans l'IRIS en €	18 765	3 215	8 170	28 059	18 481	3 636	8 441	29 015	18 917	3 472	8 565	28 799
Distance centre	Distance au centre-ville en m	3 166	1 994	177	13 209	3 330	2 063	43	13 213	3 332	2 176	55	13 445
Distance gare	Distance à la gare la plus proche en m	2 529	1 635	93	10 048	2 457	1 559	110	10 221	2 574	1 755	129	10 078
Distance bus	Distance à l'arrêt de bus le plus proche en m	165	105	15	609	158	93	16	633	169	101	18	612
Tram<500m	Présence d'un arrêt de tramway à moins de 500 m	0.47	0.50	0.00	1.00	0.47	0.50	0.00	1.00	0.49	0.50	0.00	1.00
Voie privée	Localisation sur une voie privée	0.30	0.46	0.00	1.00	0.32	0.47	0.00	1.00	0.28	0.45	0.00	1.00
Espaces verts	Superficie d'espaces verts dans un rayon de 300 m, en m <sup>2</sup>	13 307	23 672	0.00	123 856	15 646	25 210	0.00	140 907	15 471	24 382	0.00	140 907
Bruit max.	Bruit maximal sur 24 heures en dB	61.86	10.50	22.55	87.38	62.32	11.19	14.54	94.40	62.56	11.58	8.36	86.68
Benzène	Concentration maximale de	0.20	0.09	0.04	0.74	0.20	0.10	0.04	0.90	0.20	0.09	0.03	0.67
CO	idem	346.5	25.8	301.4	469.2	346.6	26.3	300.8	534	346.5	25	297.8	493
COV	idem	10.44	3.21	3.27	27.7	10.38	3.24	3.07	31.02	10.43	3.22	2.64	24.65
NO <sub>2</sub>	idem	22.14	3.53	11.29	33.58	22.00	3.67	11.32	39.46	22.07	3.67	10.43	35.82
NO <sub>x</sub>	idem	34.18	8.80	14.84	74.17	34.19	9.05	14.69	94.76	34.19	8.62	13.16	77.33
PM <sub>10</sub>	idem	19.09	0.85	17.28	23.36	19.11	0.87	17.25	25.00	19.10	0.83	17.13	23.34
PM <sub>2.5</sub>	idem	11.99	0.67	10.55	15.27	12.00	0.69	10.54	16.65	12.00	0.66	10.44	15.39
SO <sub>2</sub>	idem	1.88	0.24	1.06	2.54	1.87	0.25	1.05	2.51	1.86	0.29	1.04	2.44

Note :  $\sigma$  = Écart type

Champ : 5 590 ventes d'appartements dans les 24 communes de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008 (respectivement 1 943, 1 981 et 1 666 observations)

Source : Perval 2002, 2006 et 2008.

L'environnement géographique et socio-économique des appartements est décrit par des données contextuelles recueillies par l'Insee (Institut national de la statistique et des études économiques). Ces données sont présentées au niveau des îlots regroupés pour l'information statistique (IRIS) : densité des appartements et des maisons, taux de chômage, revenu médian de l'IRIS, pourcentage de la population ayant plus de 60 ans, pourcentage d'étrangers, de diplômés de l'enseignement supérieur, et présence d'une zone urbaine sensible (ZUS) dans l'IRIS ou dans l'IRIS contigu.

Les caractéristiques générales et spécifiques liées à l'accessibilité ont été géoréférencées dans

le cadre d'un projet de recherche pluridisciplinaire. Elles incluent la distance euclidienne à un ensemble de points de référence (gares, campus, etc.), aux réseaux de transport collectif (bus, tramway et Train Express Régional ou TER), aux espaces verts, aux cours d'eau et au centre-ville de Nantes. Les trois cours d'eau constituent des frontières géographiques naturelles. Cela est notamment le cas de la Loire que les actifs habitant au sud du fleuve doivent traverser car la majorité des emplois se concentre au nord. Seules 17 % des transactions concernent le sud de la Loire, pour les trois années confondues. 88 % des appartements se trouvent à l'intérieur du périphérique, situé à environ 6 km du centre-ville en

moyenne. L'environnement naturel est généralement de bonne qualité : 87 % des appartements se situent à moins de 600 mètres d'un espace vert (la superficie moyenne des espaces verts étant d'un peu plus de 4 ha). Les appartements sont bien desservis par les transports collectifs : 46 % sont à moins de 2 km d'une gare, 25 % à moins de 100 mètres d'un arrêt de bus et 48 % à moins de 500 mètres d'un arrêt de tramway<sup>6</sup>.

Enfin, dans le cadre du projet de recherche, des variables liées à la qualité environnementale ont été élaborées. Elles sont au nombre de deux. Premièrement, l'exposition des appartements au bruit routier et ferroviaire : niveau sonore minimal, moyen et maximal à trois périodes du jour (journée, soirée, nuit), et sur une période de 24 heures. Deuxièmement, les concentrations de huit polluants atmosphériques principalement associés au trafic routier : dioxyde de soufre (SO<sub>2</sub>), oxydes d'azote (NO<sub>x</sub>), dioxyde d'azote (NO<sub>2</sub>), particules fines (PM<sub>10</sub> et PM<sub>2,5</sub>), monoxyde de carbone (CO), benzène, composés organiques volatils (COV). Les niveaux de concentration minimaux, moyens et maximaux de chacun de ces polluants ont été calculés.

L'exposition au bruit routier et ferroviaire a été calculée à partir des données de trafic (niveau sonore normalisé) conformément à l'annexe 1 de la Directive 2002/49/CE du Parlement européen et du Conseil relative à l'évaluation et à la gestion du bruit dans l'environnement<sup>7</sup>. Les valeurs sonores minimales, moyennes et maximales ont été calculées pour les trois périodes du jour. Elles ont ensuite été agrégées, à l'aide des poids préconisés par la Directive, pour produire les niveaux correspondants de l'indice de bruit synthétique (Le Boennec & Salladarré, 2017). Il convient de noter que près de la moitié des appartements n'est pas soumise à des problèmes de bruit, et ce quelle que soit la période du jour examinée (moins de 65 dB en valeur maximale sur 24 heures)<sup>8</sup>.

Le modèle urbain du Système de modélisation de la dispersion atmosphérique (*Atmospheric Dispersion Modelling System*, ADMS) inclut simultanément plusieurs sources d'émission. Nous avons inclus les émissions routières, puisqu'on s'attend à ce qu'elles constituent des contributeurs majeurs, ainsi que les émissions résidentielles et tertiaires. Diverses données météorologiques ont également été intégrées pour rendre compte de la saisonnalité (Le Boennec & Salladarré, 2017). Les corrélations sont calculées pour tenir compte des liens potentiels entre les polluants. Pour chacune des années de transaction, les critères de pollution atmosphérique

apparaissent fortement corrélés (les corrélations entre polluants pris deux à deux sont toutes supérieures à 0.75). Cela peut être dû à des facteurs sous-jacents qui pourraient être observés par l'intermédiaire d'une analyse factorielle<sup>9</sup>. Le critère de Kaiser retient un facteur pour chaque année de transaction, et plus de 95 % de la variance est expliquée par ce facteur. Enfin nous utilisons, année par année, le score factoriel de tous les critères de pollution atmosphérique pour élaborer la variable liée à la pollution atmosphérique<sup>10</sup>. La plupart des valeurs moyennes de pollution atmosphérique de l'agglomération nantaise sont inférieures aux Lignes directrices de l'Organisation mondiale de la santé (OMS, 2000 ; 2006) relatives à la qualité de l'air. Cependant, pour environ 15 % des logements, la valeur moyenne de pollution dépasse ce seuil. Nous retenons une variable indicatrice destinée à tenir compte de ces 15 % de logements soumis à la pollution atmosphérique.

Afin de faire émerger des agrégations entre observations géographiques proches dont les prix sont liés, nous appliquons aux transactions immobilières des indicateurs locaux d'association spatiale (LISA) (figures I-A, I-B et I-C). Les statistiques LISA permettent de mesurer le degré de similitude entre une observation et ses voisines (Anselin, 1995 ; 2005). À l'aide du logiciel GeoDa, nous avons calculé des statistiques LISA distinctes pour chacune des trois années de transaction. Diverses matrices de pondération spatiale ont été testées<sup>11</sup>.

Les résultats montrent des formes d'agrégation comparables pour les trois années de transaction. Environ la moitié des échantillons annuels présente des formes significatives d'agrégation locale (57.9 % en 2002, 52.1 % en 2006 et 48.8 % en 2008). Une autocorrélation spatiale positive est mise en évidence sous la forme de groupes de prix élevés d'une part, de prix bas d'autre part. Les groupes de prix élevés concernent 11.8 % du total des transactions de nos échantillons. Les

6. Ces pourcentages sont assez proches pour les trois années examinées. 7. [http://www.developpement-durable.gouv.fr/IMG/pdf/Texte\\_de\\_la\\_Directive-2002-49\\_CE-2.pdf](http://www.developpement-durable.gouv.fr/IMG/pdf/Texte_de_la_Directive-2002-49_CE-2.pdf).

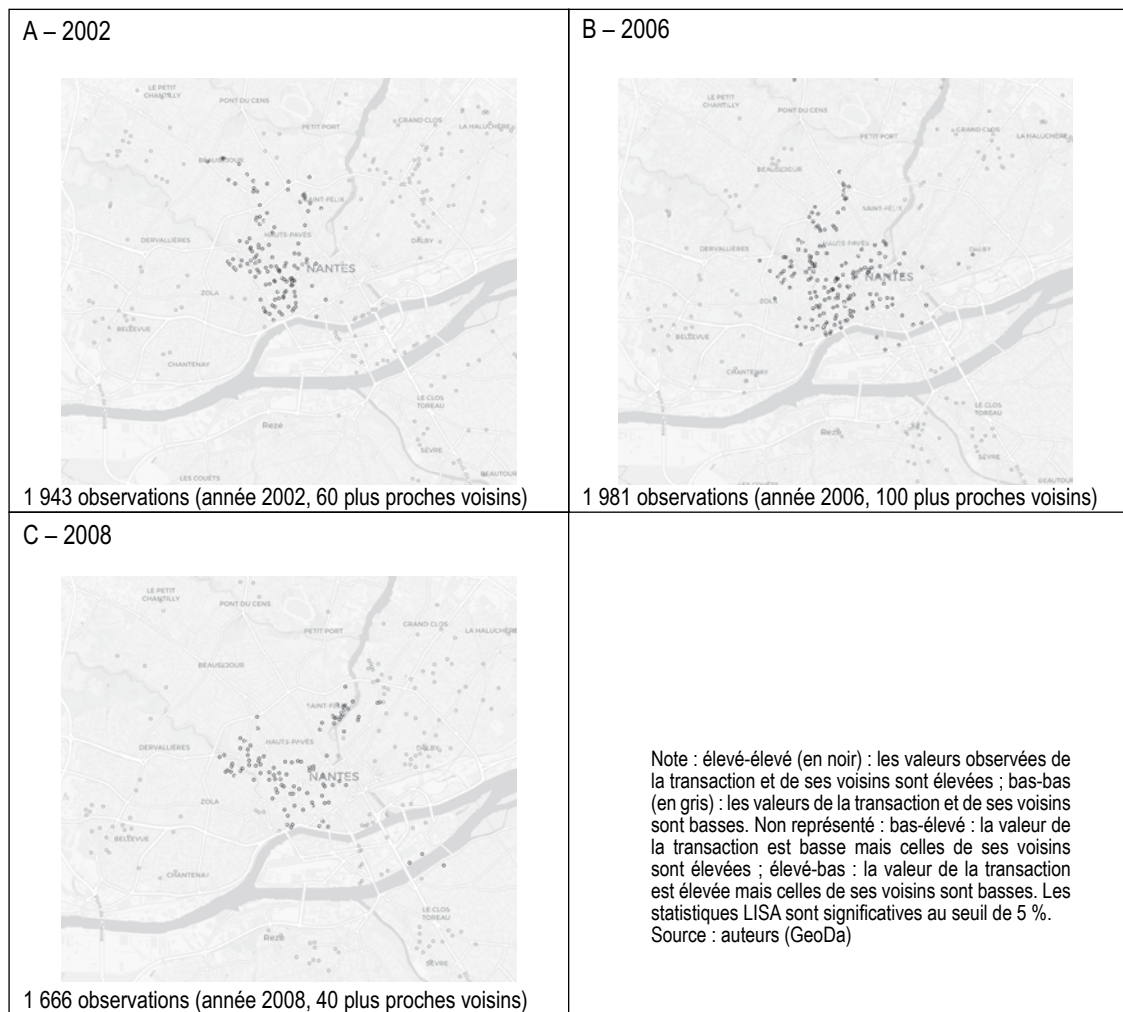
8. L'exposition au bruit aérien n'a pas été prise en compte en raison de la rareté des ventes d'appartements situés dans le couloir aérien.

9. Le test de sphéricité de Bartlett conclut qu'une analyse factorielle est pertinente pour chaque année de transaction. La mesure de l'adéquation de l'échantillonnage de Kaiser-Meyer-Olkin est de 0.82 en 2002, 0.81 en 2006 et 0.80 en 2008, ce qui indique que cette méthode d'analyse est adaptée.

10. Le coefficient alpha de Cronbach détermine le degré d'homogénéité d'une mesure composée par un ensemble d'items pour évaluer sa fiabilité. Ce coefficient est de 0.76 pour 2002 et 2006 et de 0.77 en 2008. D'après Nunnally (1978), un score de 0.70 obtenu sur un échantillon important constitue un coefficient à la fiabilité acceptable.

11. Nous retenons les matrices de poids utilisées par la suite pour l'estimation spatiale. Les cartes LISA ont ainsi été produites en retenant les 60 plus proches voisins pour 2002, 100 pour 2006 et 40 pour 2008.

Figure 1  
Cartes d'agrégation LISA pour le prix des appartements de Nantes Métropole (2002, 2006 et 2008)



appartements correspondants se trouvent d'une part dans les quartiers ouest du centre-ville, et d'autre part, au nord. Dans ces quartiers, le niveau de revenu des ménages est généralement élevé et les aménités de bonne qualité (espaces verts et voies privées). Au contraire, des groupes de prix bas émergent dans les quartiers périphériques de l'agglomération (21.2 % des observations) où l'on trouve de grands immeubles de logements sociaux construits dans les années 1960 et 1970. Les cas d'autocorrélation spatiale négative se trouvent principalement dans les quartiers intermédiaires : une majorité des 20 % de transactions avec valeurs d'agrégation bas – élevé ou élevé – bas concernent des biens situés entre le centre et la périphérie, ce qui indique que dans ces quartiers, une minorité d'appartements bon marché (et chers, respectivement) ont dans leur voisinage des appartements chers (et bon marché, respectivement).

Près de la moitié des transactions restantes (47 %) ne présente pas de valeurs LISA significatives, ce qui rend délicate la mise en évidence d'une autocorrélation spatiale entre ces observations. Ces transactions concernent pour la plupart des biens situés dans les quartiers intermédiaires de la ville. Cependant, ces résultats doivent être pris avec précaution. D'autres techniques, comme les tests de balayage (*scan tests*), se révèlent plus sensibles à la détection d'agrégation locale (Hanson & Wiecezoreck, 2002). En effet, tandis qu'on attend des statistiques LISA qu'elles suggèrent systématiquement des groupes de prix, elles peuvent également mettre en évidence une significativité pour des valeurs isolées, étant donné qu'elles sont calculées pour chaque transaction. Néanmoins, comme nous ne souhaitons pas préconiser de nombre maximal d'observations par groupe (ce qui est un pré-requis pour



la mise en œuvre des tests de balayage), nous préférons nous baser sur les statistiques LISA (López *et al.*, 2015). Pour chaque année de transaction, nous conservons ainsi cinq variables muettes correspondant aux cinq groupes de prix mis en évidence par les statistiques LISA (prix d'appartements élevé-élevé, bas-bas, bas-élevé et élevé-bas, et valeurs non significatives). Dans la section suivante, nous allons tester l'inclusion de ces variables dans notre modèle.

## Le modèle empirique

Nous retenons le prix de l'appartement comme variable dépendante. Au regard de l'analyse descriptive des données, nous postulons que le prix peut être expliqué par les attributs intrinsèques du logement, ainsi que par des caractéristiques extrinsèques, telles que la proximité aux transports collectifs, qui sont source à la fois d'aménités et de pollution. Pour estimer les effets de ces attributs sur le prix des logements, nous utilisons le modèle de prix hédoniques suivant :

$$p_i = \alpha_0 + \sum_{c=1}^C \beta_c x_{ci} + \sum_{q=1}^Q \gamma_q y_{qi} + \sum_{r=1}^R \delta_r z_{ri} + \sum_{s=1}^S \phi_s v_{si} + \varepsilon_i \quad (1)$$

$p_i$  est le log du prix de la transaction  $i$ ,  $x_c$  sont les attributs intrinsèques  $C$  de l'appartement vendu,  $y_q$  les variables contextuelles,  $z_r$  les caractéristiques d'accessibilité et  $v_s$  les variables relatives à la qualité environnementale.  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$  et  $\phi$  sont les paramètres correspondants à estimer, et  $\varepsilon_i$  est un terme d'erreur qu'on suppose indépendant et identiquement distribué. Toutes les variables intrinsèques et extrinsèques décrites (tableau 1) ont été incluses dans le modèle empirique. Parmi les attributs intrinsèques, la surface habitable et son carré sont intégrés pour identifier une potentielle relation non linéaire avec le prix<sup>12</sup>.

Puisque l'hypothèse d'indépendance entre observations est souvent non vérifiée, les modèles de prix hédoniques utilisent fréquemment des méthodes d'économétrie spatiale qui s'appliquent à des données géoréférencées (Cliff *et al.*, 1975 ; Anselin, 1988 ; Le Gallo, 2002, 2004). Nous avons testé l'hypothèse de dépendance spatiale (c'est-à-dire d'interactions entre observations), ce qui implique de déterminer la structure de la matrice de corrélation entre appartements situés en des points différents par la position

12. La surface et son carré ont été centrés afin de réduire les corrélations entre les variables.

Tableau 2  
Estimation empirique du prix des appartements – résultats des MCO et diagnostics de régression

Modèle	2002	2006	2008
Surface	0.0161** (0.0004)	0.0145** (0.0003)	0.0152** (0.0003)
Surface <sup>2</sup>	-0.0062** (0.0005)	-0.0055** (0.0004)	-0.0053** (0.0006)
Constr<1948	-0.2395** (0.0400)	-0.1124** (0.0295)	-0.1331** (0.0360)
Constr[1948-1969]	-0.2384** (0.0199)	-0.1758** (0.0150)	-0.2157** (0.0157)
Constr[1970-1980]	-0.2696** (0.0209)	-0.1571** (0.0150)	-0.2190** (0.0165)
Constr[1981-1991]	-0.1201** (0.0185)	-0.0748** (0.0159)	-0.1185** (0.0163)
Vente en l'état futur d'achèvement	0.1847** (0.0172)	0.1869** (0.0134)	0.2007** (0.0148)
Absence de stationnement	-0.1539** (0.0553)	-0.0916** (0.0261)	-0.1609** (0.0301)
>Une place de parking	0.0370** (0.0119)	0.0377** (0.0144)	0.0074 (0.0163)
ZUS	-0.0913** (0.0331)	-0.0693** (0.0199)	-0.0161 (0.0239)
ZUS contiguë	-0.0387** (0.0144)	-0.0262** (0.0099)	-0.0359** (0.0129)
Revenu médian	0.2976** (0.0394)	0.1662** (0.0282)	0.2492** (0.0342)
Voie privée	-0.0155 (0.0107)	-0.0320** (0.0085)	-0.0128 (0.0098)
Espaces verts	0.0042** (0.0011)	0.0005 (0.0009)	0.0018+ (0.0011)
Distance au centre	-0.0575** (0.0121)	-0.0582** (0.0103)	-0.0891** (0.0129)

→

Tableau 2 (suite)

Modèle	2002	2006	2008
Distance à la gare	0.0486** (0.0091)	0.0290** (0.0072)	0.0234* (0.0097)
Distance à l'arrêt de bus	0.0873* (0.0403)	-0.0078 (0.0066)	0.0138 (0.0086)
Tram>500m	-0.0306 (0.0683)	0.0071 (0.0098)	-0.0021 (0.0104)
Bruit max.	-0.0007+ (0.0004)	-0.0014** (0.0004)	-0.0013** (0.0004)
Pollution atmosphérique	0.0321+ (0.0182)	0.0244 (0.0152)	0.0308* (0.0153)
<i>Effets temporels</i>			
Deuxième trimestre	0.0186 (0.0155)	0.0242* (0.0101)	0.0045 (0.0123)
Troisième trimestre	0.0420** (0.0134)	0.0411** (0.0104)	-0.0024 (0.0129)
Quatrième trimestre	0.0475** (0.0147)	0.0459** (0.0121)	-0.0163 (0.0131)
<i>Sous-marchés spatiaux</i>			
Sous-marché 2 (Élevé-Élevé)	0.1310** (0.0210)	0.1596** (0.0182)	0.1223** (0.0203)
Sous-marché 3 (Bas-Bas)	-0.0607** (0.0140)	-0.0281** (0.0106)	-0.0544** (0.0121)
Sous-marché 4 (Bas-Élevé)	-0.0628* (0.0254)	-0.0613** (0.0237)	-0.0770** (0.0225)
Sous-marché 5 (Élevé-Bas)	0.0805** (0.0136)	0.1103** (0.0129)	0.0467** (0.0148)
Constante	8.6513** (0.3920)	10.4452** (0.2829)	9.8130** (0.3516)
Observations	1 943	1 981	1 666
R <sup>2</sup>	0.832	0.822	0.823
<i>Critères d'information</i>			
AIC	-664.96	-1293.05	-886.97
BIC	-508.95	-1136.49	-735.26
AIC (modèle sans sous-marchés spatiaux)	-560.98	-1159.39	-806.98
BIC (modèle sans sous-marchés spatiaux)	-427.25	-1025.20	-676.94
<i>Multicolinéarité</i>			
Facteur d'inflation de la variance (VIF) moyen	1.78	1.58	1.59
Indice de conditionnement	86.6	77.0	66.7
<i>Normalité des erreurs</i>			
Test W de Shapiro-Wilk	0.848**	0.905**	0.970**
<i>Hétéroscédasticité</i>			
Test de Breusch-Pagan	51.84**	63.40**	159.35**
Test de White	735.38**	590.22**	521.81**
<i>Erreur spatiale</i>			
Indice I de Moran	14.09**	11.04**	18.54**
Erreur RLM (5 nn)	109.64**	72.00**	206.16**
Erreur RLM (10 nn)	112.41**	69.39**	327.88**
Erreur RLM (20 nn)	108.95**	98.69**	373.45**
Erreur RLM (40 nn)	107.88**	93.33**	333.30**
Erreur RLM (60 nn)	86.56**	71.68**	260.49**
Erreur RLM (100 nn)	76.48**	42.66**	254.27**
<i>Décalage spatial</i>			
Décalage RLM (5 nn)	3.28*	1.49	4.43**
Décalage RLM (10 nn)	4.44*	2.69	0.53
Décalage RLM (20 nn)	5.96**	3.04	9.38**
Décalage RLM (40 nn)	9.46**	0.23	24.08**
Décalage RLM (60 nn)	13.12**	3.50	7.49**
Décalage RLM (100 nn)	7.52**	4.98*	17.02*

Note : \*\* significatif à 1 %, \* significatif à 5 % et + significatif à 10 %. RLM désigne les tests du multiplicateur de Lagrange robustes pour les modèles d'erreur spatiale et de décalage spatial. Les 5 nn (plus proches voisins = *nearest neighbors*), 10 nn, 20 nn, 40 nn, 60 nn et 100 nn sont les matrices de poids des 5, 10, 20, 40, 60 et 100 plus proches voisins, respectivement. *Élevé-Élevé* : les valeurs observées de la transaction et de ses voisins sont élevées ; *Bas-Bas* : les valeurs de la transaction et de ses voisins sont basses. *Bas-Élevé* : la valeur de la transaction est basse mais celles de ses voisins sont élevées ; *Élevé-Bas* : la valeur de la transaction est élevée mais celles de ses voisins sont basses.

Champ : 5 590 ventes d'appartements dans les 24 communes de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008 (respectivement 1 943, 1 981 et 1 666 observations)

Source : *Perval* 2002, 2006 et 2008 ; estimations des auteurs.

relative de ces appartements dans l'espace géographique. En d'autres termes, les valeurs observées en un point dépendent des valeurs observées ailleurs.

Conformément à la stratégie empirique de Chasco *et al.* (2018), une régression des variables présentées dans le tableau 1 par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) est estimée pour chaque année de transaction. De plus, des variables indicatrices trimestrielles sont incluses comme effets temporels, ainsi que cinq autres indicatrices reflétant les sous-marchés correspondant aux cinq groupes de prix identifiés dans la section précédente (à ce sujet, voir López *et al.*, 2015). Le tableau 2 fournit les estimations par les MCO ainsi que plusieurs diagnostics de régression testant la non-normalité, l'hétéroscédasticité et, en particulier, la dépendance spatiale. Chaque modèle explique plus de 80 % de la variance du prix des appartements. D'après l'AIC et le BIC, les variables indicatrices reflétant les sous-marchés spatiaux améliorent le coefficient de détermination.

Les modèles n'apparaissent pas fortement influencés par de la multicolinéarité, comme l'illustre la faible valeur du facteur d'inflation de la variance ou indice VIF (inférieur à 5 pour toutes les variables). Toutefois, l'indice de conditionnement (*condition index*) est au-dessus de la limite acceptable de 30 - 40 (Belsley, 1991). Les tests de Shapiro-Wilk et de Cook-Weisberg indiquent une non-normalité des termes d'erreur. En nous appuyant sur le test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan, nous pouvons rejeter l'hypothèse d'homoscédasticité pour les trois modèles, ce qui suggère une forme particulière d'hétéroscédasticité. Dans le cas du test de White où l'hypothèse de normalité des erreurs est levée, les résultats sont similaires et montrent la présence d'une hétéroscédasticité de forme inconnue.

Plusieurs tests ont été effectués pour analyser l'autocorrélation spatiale, qui représente les corrélations entre une valeur en un point et les valeurs en des points voisins. L'indice I de Moran est significatif et suggère une autocorrélation spatiale des résidus. Les tests du multiplicateur de Lagrange (LM) pour l'autocorrélation spatiale, ainsi que leurs équivalents robustes, ont été calculés pour une matrice de distance inverse et différents groupes de matrices des plus proches voisins (5, 10, 20, 40, 60 et 100)<sup>13</sup>. 60 plus proches voisins ont été sélectionnés pour 2002, 100 pour 2006 et 40 pour 2008<sup>14</sup>. La version robuste du test LM pour les erreurs spatiales se révèle significative, de même que la version robuste du test LM pour la variable endogène

décalée. Le premier résultat est toujours supérieur au second. Cependant, ces résultats doivent être pris avec précaution en raison de la non-normalité des termes d'erreur.

Conformément aux résultats des tests LM, nous utilisons un modèle spatial contenant des décalages spatiaux de la variable dépendante, des variables exogènes et un terme d'erreur. La variable spatialement décalée autorise des effets de contagion dans la variable dépendante ; elle utilise une matrice de voisinage qui exprime l'interaction spatiale potentielle entre les localisations de chaque couple d'appartements<sup>15</sup>. En outre, un processus autorégressif spatial est inclus dans le terme d'erreur ce qui autorise, là encore, les débordements spatiaux<sup>16</sup>. Le modèle est finalement spécifié comme suit :

$$p_i = \alpha_0 + \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} p_j + \sum_{c=1}^C \beta_c x_{ci} + \sum_{q=1}^Q \gamma_q y_{qi} + \sum_{r=1}^R \delta_r z_{ri} + \sum_{s=1}^S \phi_s v_{si} + u_i \quad (2)$$

$$u_i = \rho \sum_{j=1}^n m_{ij} u_j + \varepsilon_i \quad (3)$$

$\lambda$  est le paramètre spatial autorégressif,  $\rho$  le paramètre d'erreur spatiale, et  $w_{ij}$  et  $m_{ij}$  les matrices de poids<sup>17</sup>. Par la modélisation du prix de chaque appartement en fonction d'une moyenne pondérée du prix des autres appartements, le modèle détermine les résultats simultanément, ce qui implique que l'estimateur MCO n'est pas cohérent (Anselin, 1988). Cette endogénéité due au décalage spatial nécessite l'emploi de la méthode des variables instrumentales.

Comme les termes d'erreur ne sont pas normalement distribués, l'estimateur du maximum de vraisemblance (MV) n'est pas pertinent<sup>18</sup>. Par ailleurs, les résidus du modèle sont influencés par l'autocorrélation spatiale et l'hétéroscédasticité. Cette dernière est probablement due à l'hétérogénéité spatiale, car le marché de l'immobilier n'est généralement pas uniforme géographiquement<sup>19</sup>.

13. Comme les tests LM pour l'autocorrélation spatiale des erreurs et la variable endogène décalée sont toujours significatifs, ce sont leurs équivalents robustes qui ont été utilisés.

14. La distance moyenne entre chaque observation et son plus proche voisin est d'environ 1,1 km en 2002 (60<sup>e</sup> plus proche voisin), 1,4 km en 2006 (100<sup>e</sup> plus proche voisin) et 1 km en 2008 (40<sup>e</sup> plus proche voisin).

15. Les lignes de la matrice de pondération spatiale  $n \times n$  sont normalisées : la somme de chaque ligne est égale à un.

16. Pour chaque année de transaction, les critères AIC et BIC concluent que l'inclusion du paramètre spatial autorégressif et du paramètre d'erreur spatiale améliore le coefficient de détermination.

17. Dans notre spécification,  $w_{ij} = m_{ij}$ .

18. L'estimateur du quasi-MV du modèle proposé par Lee (2004) ne traite pas le cas où les perturbations sont hétéroscédastiques.

19. LeSage (1999) montre, par exemple, que la moyenne et la variance des prix immobiliers évoluent avec la distance au centre d'affaires.

Tableau 3  
**Estimation du modèle spatial des prix hédoniques pour les appartements de Nantes Métropole vendus en 2002, 2006 et 2008**

Variables	Modèle 2002	Modèle 2006	Modèle 2008
Surface	0.0163** (0.0004)	0.0146** (0.0003)	0.0156** (0.0003)
Surface <sup>2</sup>	-0.0063** (0.0006)	-0.0056** (0.0004)	-0.0057** (0.0006)
Constr<1948	-0.2370** (0.0426)	-0.1194** (0.0289)	-0.1243** (0.0351)
Constr[1948-1969]	-0.2401** (0.0198)	-0.1769** (0.0150)	-0.2161** (0.0159)
Constr[1970-1980]	-0.2561** (0.0210)	-0.1548** (0.0149)	-0.2089** (0.0168)
Constr[1981-1991]	-0.1169** (0.0179)	-0.0747** (0.0157)	-0.1226** (0.0161)
Vente en l'état futur d'achèvement	0.1489** (0.0190)	0.1755** (0.0134)	0.2053** (0.0175)
Absence de stationnement	-0.1629** (0.0559)	-0.0928** (0.0256)	-0.1623** (0.0292)
>Une place de parking	0.0388** (0.0117)	0.0366* (0.0143)	0.0115 (0.0153)
ZUS	-0.0568 (0.0436)	-0.0922** (0.0213)	0.0305 (0.0331)
ZUS contiguë	-0.0237 (0.0179)	-0.0322** (0.0122)	-0.0194 (0.0179)
Revenu médian	0.1414** (0.0480)	0.1010** (0.0313)	0.1869** (0.0446)
Voie privée	-0.0409** (0.0143)	-0.0258** (0.0087)	-0.0085 (0.0103)
Espaces verts	0.0039** (0.0015)	-0.0004 (0.0009)	0.0004 (0.0014)
Distance au centre	-0.0648** (0.0211)	-0.0367* (0.0156)	-0.0956** (0.0227)
Distance à la gare	0.0235+ (0.0127)	0.0122 (0.0102)	0.0174 (0.0185)
Distance à l'arrêt de bus	0.0052 (0.0099)	-0.0096 (0.0066)	-0.0040 (0.0094)
Tram>500 m	-0.0020 (0.0177)	0.0009 (0.0112)	-0.0127 (0.0137)
Bruit max.	-0.0006 (0.0005)	-0.0013** (0.0004)	-0.0010* (0.0005)
Pollution atmosphérique	0.0182 (0.0195)	0.0260+ (0.0150)	0.0087 (0.0168)
<i>Effets temporels</i>			
Deuxième trimestre	0.0271+ (0.0149)	0.0290** (0.0099)	-0.0101 (0.0118)
Troisième trimestre	0.0425** (0.0129)	0.0448** (0.0103)	-0.0170 (0.0127)
Quatrième trimestre	0.0527** (0.0140)	0.0509** (0.0119)	-0.0254 (0.0128)
<i>Sous-marchés spatiaux</i>			
Sous-marché 2 (É-É)	0.0711* (0.0338)	0.1041** (0.0209)	0.0309 (0.0294)
Sous-marché 3 (B-B)	0.0308+ (0.0180)	-0.0087 (0.0115)	0.0254 (0.0167)
Sous-marché 4 (B-É)	-0.1171** (0.0296)	-0.0959** (0.0254)	-0.1538** (0.0286)
Sous-marché 5 (É-B)	0.1449** (0.0177)	0.1224** (0.0135)	0.0869** (0.0169)
Constante	6.0400** (0.7397)	6.9313** (0.9531)	6.9271** (1.3387)
Lambda	0.3803** (0.0671)	0.3566** (0.0788)	0.3163** (0.1108)
Rho	0.6481** (0.0652)	0.5671** (0.0983)	0.7699** (0.0644)
Observations	1 943	1 981	1 666

Note : \*\* significatif à 1 %, \* significatif à 5 % et + significatif à 10 %. É-É : les valeurs observées de la transaction et de ses voisins sont élevées ; B-B : les valeurs de la transaction et de ses voisins sont basses. B-É : la valeur de la transaction est basse mais celles de ses voisins sont élevées ; É-B : la valeur de la transaction est élevée mais celles de ses voisins sont basses.

Champ : 5 590 ventes d'appartements dans les 24 communes de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008 (respectivement 1 943, 1 981 et 1 666 observations)

Source : Perval 2002, 2006 et 2008 ; estimations des auteurs.

Malgré l'introduction de variables indicatrices reflétant les sous-marchés spatiaux destinées à limiter l'hétérogénéité spatiale, il persiste une hétéroscédasticité dans le terme d'erreur. Pour estimer le paramètre spatial autorégressif, nous utilisons donc l'estimateur MMG proposé par Kelejian et Prucha (2010). En effet, ce dernier autorise l'emploi de termes d'erreur hétéroscédastiques. A l'aide d'une série d'instruments, le modèle est estimé, dans une première étape, par la méthode des moindres carrés en deux étapes (2SLS). Dans une seconde étape, le paramètre autorégressif  $\rho$  est estimé à l'aide de l'estimation par la MMG en utilisant les résidus 2SLS issus de la première étape. Pour tenir compte de l'autocorrélation spatiale, le modèle est une nouvelle fois estimé, dans une troisième étape, par la méthode des 2SLS, après application au modèle d'une transformation de type Cochrane-Orcutt (pour plus de détails, voir Kelejian & Prucha, 2010).

## Résultats

Les résultats du modèle présenté figurent dans le tableau 3. Le paramètre  $\lambda$  est positif et significatif, ce qui révèle une dépendance autoregressive spatiale dans le prix des appartements. Le paramètre  $\rho$  est positif et significatif, indiquant que les composantes non observées du modèle sont spatialement liées. Les variables indicatrices reflétant les sous-marchés spatiaux apparaissent, dans l'ensemble, significatives<sup>20</sup>.

### Effets des caractéristiques intrinsèques et contextuelles des appartements

Le rôle des attributs intrinsèques des logements dans la capitalisation immobilière que nous révélons pour Nantes Métropole apparaît globalement cohérent avec d'autres travaux s'appuyant sur des données françaises (Cavailhès, 2005 ; Bono *et al.*, 2007 ; Fritsch, 2007 ; Bureau & Glachant, 2010 ; Trannoy & Wasmer, 2013). Au cœur de ces attributs, la surface habitable joue un rôle crucial. Pour examiner de potentielles relations non linéaires, nous ajoutons à la surface habitable la surface au carré et mettons en évidence une relation concave entre la superficie et le prix de l'appartement. Un tel résultat pourrait indiquer un effet de saturation des préférences des acheteurs lorsque la surface d'un logement dépasse un certain seuil. Ce seuil se situe, en fonction de l'année de la transaction, entre 200 et 220 m<sup>2</sup>.

Plusieurs autres attributs intrinsèques influencent également le prix des appartements sur le territoire de Nantes Métropole. Les appartements situés dans des immeubles construits après 1991 se vendent plus cher que les appartements plus anciens. Ce résultat pourrait traduire le fait que les acheteurs considèrent les appartements anciens comme potentiellement moins intéressants, du point de vue des performances thermiques et acoustiques<sup>21</sup>. De la même manière, les appartements neufs (vendus sur plan) se vendent cette fois à des prix considérablement plus élevés. Le nombre de places de parking influence aussi significativement le prix : les appartements sans stationnement sont dépréciés par rapport aux appartements avec une place de parking, tandis que les appartements avec au moins deux places se vendent à des prix plus élevés. Les acheteurs semblent ainsi trouver délicat de stationner leur véhicule sur la voie publique.

Les valeurs immobilières sont aussi fréquemment déterminées par l'environnement géographique et socio-économique du logement. Cependant, sur le territoire de Nantes Métropole, plusieurs caractéristiques contextuelles n'ont pas d'incidence claire sur le prix des appartements. Le fait que l'appartement se situe dans une ZUS ou dans un IRIS contigu à une ZUS agit ainsi à la baisse sur le prix de vente en 2006, alors que ces deux variables ne sont pas significatives en 2002 et 2008. Ce résultat peut être interprété comme démontrant l'utilité des programmes de rénovation urbaine qui visent à améliorer l'image de ces quartiers et de leur voisinage. À l'inverse, en conformité avec Bureau et Glachant (2010), le revenu médian de l'IRIS est positivement corrélé avec le prix des appartements.

### Effets des variables de localisation et d'accessibilité

Comme les variables de localisation et d'accessibilité ont été élaborées dans le cadre d'un projet de recherche pluridisciplinaire, l'on pouvait s'attendre à ce que ces attributs soient plus éclairants. En effet, les variables d'accessibilité, et notamment la proximité aux réseaux de transport, jouent souvent un rôle dans les études hédoniques menées en France et ailleurs, comme nous le soulignons dans la section Revue de la

20. Nous avons testé nos modèles sans les variables indicatrices reflétant les sous-marchés pour voir si ces dernières limitaient l'incidence d'autres variables explicatives, notamment celles liées à l'accessibilité et à la qualité environnementale. Nos résultats se sont révélés similaires.

21. Malheureusement, aucune information sur l'état de l'appartement au moment de la transaction n'est disponible.

littérature. Pourtant, ces effets ne sont pas toujours significatifs ; et s'ils le sont, ils peuvent soit souligner l'effet-accessibilité attendu exercé par le mode de transport (type d'effet se traduisant par une capitalisation immobilière), soit révéler un effet d'externalité négative, notamment dû aux niveaux sonores plus élevés (qui provoquent une dépréciation). Enfin, ces effets demeurent dépendants du contexte local en ce sens que, comme nous allons le montrer, les acheteurs peuvent considérer les réseaux de transport en présence dans la ville comme plus ou moins denses. Il semble donc important de confirmer ou de réfuter les résultats partiels de Fritsch (2007) relatifs à l'influence du tramway à Nantes. À cette fin, nous examinons les résultats obtenus par l'intermédiaire de la construction de variables d'accessibilité visant à compléter la hiérarchie des réseaux de transport collectif : par le haut (TER) et par le bas (réseau de bus).

Tout d'abord, et sans surprise, la proximité au centre-ville de Nantes joue un rôle positif. Nous vérifions l'absence d'effet non linéaire entre cette distance et le prix de l'appartement. Une telle linéarité est cohérente tant avec la littérature théorique (Fujita, 1989) qu'empirique : notamment à Paris (Bureau & Glachant, 2010), et dans le centre-ville de Bordeaux (Gaschet & Pouyanne, 2011).

Concernant la construction des variables d'accessibilité aux transports collectifs, nous suivons des stratégies distinctes, adaptées au réseau considéré. Comme on trouve des arrêts de bus dans des communes périphériques de Nantes Métropole, la variable « distance entre l'appartement et l'arrêt de bus le plus proche » peut être introduite sous une forme continue. Au contraire, comme les emplacements des arrêts de tramway sont plus corrélés avec la distance au centre-ville (pas d'arrêt de tramway au-delà du périphérique), nous retenons une variable indicatrice « présence d'un arrêt de tramway à moins de 500 mètres ». Le seuil de 500 mètres reflète approximativement la valeur médiane de la distribution. Concernant les transports collectifs non urbains (réseau de TER), il convient de noter que seules 12 % des transactions concernent des biens situés à moins d'un kilomètre de la gare centrale de Nantes. On s'attend donc à ce que les acheteurs puissent considérer comme un avantage ces localisations spécifiques.

Cependant, la proximité à la gare la plus proche ne joue pas le rôle attendu en termes d'accessibilité, les coefficients estimés n'étant pas significatifs. De manière générale, cela peut révéler le rôle mineur du réseau ferré non urbain dans

la mobilité urbaine en France. Par ailleurs, à Nantes Métropole, cela est probablement dû à la bonne accessibilité aux réseaux de transport collectif urbain, censés fournir un meilleur service que le TER au sein de l'agglomération, notamment en termes de fréquence et d'horaires de fonctionnement.

L'hypothèse d'un plus grand intérêt des acheteurs pour les réseaux de transport urbain n'est toutefois pas vérifiée : à Nantes Métropole, nous ne trouvons pas non plus d'influence significative des réseaux de bus et de tramway sur le prix des appartements. Les coefficients estimés pour les bus ne sont significatifs pour aucune des trois années de transaction. Cependant, cette absence de valorisation peut s'expliquer simplement par la forte densité des réseaux de transport urbain dans la ville en général, ce qui fait de la proximité immédiate à un arrêt de bus un avantage superflu du point de vue de l'acheteur.

Les quatre lignes de tramway ont été mises en place pour faciliter les déplacements en provenance et à destination du centre-ville de Nantes en transport collectif. Les trois premières lignes ont été ouvertes entre 1985 et 2000. Avec le prolongement de la troisième ligne vers le nord de Nantes en 2004 et l'entrée en service de la quatrième ligne en 2006 (la ligne de « busway » - bus à haut niveau de service), il est devenu possible de rallier le centre-ville depuis de nombreux points du périphérique. Toutefois, de la même manière que pour le bus, nos résultats montrent qu'une localisation dans un rayon de 500 mètres autour d'un arrêt de tramway n'a pas d'incidence significative sur le prix des appartements à Nantes Métropole, les coefficients n'étant jamais significatifs, quelle que soit l'année<sup>22</sup>. À la différence de Fritsch (2007), nous ne sommes donc pas en mesure de conclure, pour les transactions d'appartements à Nantes Métropole, ni sur l'existence d'un effet-accessibilité du réseau de tramway, ni sur celle d'un effet négatif associé à une localisation trop proche d'un arrêt de tramway (en particulier en raison du bruit). Ce résultat apparaît cohérent avec ceux obtenus par Travers *et al.* (2014), qui montrent que la ligne de « busway » n'a pas d'influence significative sur le prix de l'immobilier dans les communes de Nantes Métropole qu'elle traverse (Nantes, Vertou et Saint-Sébastien-sur-Loire).

Concernant les autres variables de localisation, nous n'avons pas non plus mis en évidence d'incidences claires sur le prix des appartements. Une

22. D'autres distances seuil ont été testées, sans succès.

localisation sur voie privée et de grands espaces verts à proximité de l'appartement peuvent être considérés, pour des raisons différentes, comme des aménités. Toutefois, malgré la quiétude de l'environnement qu'on attendrait d'une localisation sur voie privée (30 % des observations), cette variable est en fait synonyme de dépréciation immobilière en 2002 et 2006 ; cela s'explique probablement par des difficultés d'accès provoquées par des routes souvent étroites. Concernant les espaces verts, leur présence à moins de 300 mètres de l'appartement n'est significative que pour l'année 2002. Pourtant, une influence positive de la proximité des espaces verts a été soulignée dans plusieurs villes françaises : Paris (Bureau & Glachant, 2010) et Angers (Choumert & Travers, 2010). Nos résultats apparaissent plus mitigés à Nantes, où les espaces verts n'ont pas d'incidence significative sur le prix de l'immobilier en 2006 et 2008. Cela est probablement dû au fait que ces dernières années, Nantes est devenue l'une des villes françaises les plus actives en matière d'espaces verts et de dépenses publiques par habitant<sup>23</sup>.

### Effets des variables liées à la qualité environnementale

On s'attend à ce que les ménages valorisent une amélioration de la qualité environnementale dans les centres urbains, où elle est généralement considérée déficiente. En outre, à l'instar de l'accessibilité, de tels attributs peuvent être modifiés par des plans de mobilité urbaine durable (Ellison *et al.*, 2013). Pour ces raisons, les variables liées à la qualité environnementale (exposition au bruit et pollution atmosphérique) ont également été construites dans le cadre du projet de recherche pluridisciplinaire, comme facteurs potentiels de valorisation ou de dépréciation immobilière.

Dans nos modèles, nous retenons la variable de bruit qui reflète le niveau sonore maximal produit par les routes et les voies ferrées sur une période de 24 heures. Nos résultats se révèlent plutôt robustes, car ils sont comparables quelle que soit la variable de bruit introduite : en journée, en soirée, la nuit ; niveau maximal, moyen ou minimal. Au final, l'exposition au bruit minore le prix des appartements en 2006 et 2008<sup>24</sup>. Pour une exposition au bruit comprise entre 55 et 60 dB, nos résultats suggèrent un prix en baisse de 0.28 % par décibel supplémentaire. Ce coefficient est inférieur à celui du rapport Boiteux (2001) : les chiffres y sont de 0.4 % pour le même intervalle de bruit, et de 1.1 % au-dessus de 75 dB. Dans une précédente étude, Le Boennec et Sari (2015)

ont révélé un effet comparable du bruit sur le prix des maisons de Nantes Métropole (- 0.23 % par décibel supplémentaire), ce qui constitue à nouveau une valeur inférieure à celle du rapport Boiteux. Notre résultat peut s'expliquer par le fait que l'environnement sonore que l'on trouve à Nantes Métropole est généralement calme.

Concernant l'influence potentielle de la qualité de l'air sur le prix des appartements de Nantes Métropole, il convient de rappeler que seuls 15 % des logements environ sont, en moyenne, au-dessus de la norme préconisée par les Lignes directrices de l'OMS relatives à la qualité de l'air (2000 ; 2006). Toutefois, même pour ce sous-échantillon d'appartements, nous ne trouvons aucune relation positive entre qualité de l'air et prix. Ce résultat se confirme pour les appartements situés dans des quartiers où l'air est de meilleure qualité. Cette absence générale de relation pourrait refléter le fait que la capitalisation immobilière est mieux expliquée par la perception subjective de caractéristiques environnementales que par des données objectives, comme le montrent Chasco et Le Gallo (2013). On peut y apporter une double explication. Tout d'abord, la nature largement invisible et intangible de la qualité de l'air fait que les mesures objectives n'ont généralement pas d'influence, excepté dans le cas où la pollution est malodorante ou visible. Ensuite, la pollution atmosphérique est considérée comme un phénomène éphémère, même si ses effets sur la santé sont bien réels (Le Boennec & Salladarré, 2017). Enfin, un moindre niveau de qualité de l'air est plus difficile à percevoir lorsque son niveau moyen est élevé.

\* \*  
\*

Notre analyse de prix hédoniques sur les transactions d'appartements enregistrées à Nantes en 2002, 2006 et 2008 met en évidence le degré de capitalisation immobilière finalement modéré de l'accessibilité au centre-ville, de la qualité de l'air et de la réduction de l'exposition au bruit.

Nous confirmons qu'à Nantes Métropole, le prix des appartements dépend avant tout des attributs intrinsèques des logements et de leur

23. Dans le classement 2017 de l'Observatoire des villes vertes, Nantes se classe deuxième des 50 villes françaises les plus peuplées.

24. Le prix estimé pour un appartement vendu en 2008 s'élève ainsi à 117 170 € au-dessus de 62 dB, alors qu'il est de 121 391 € en dessous de ce seuil.

environnement socioéconomique. En revanche, nos résultats relatifs à l'accessibilité ne sont pas particulièrement concluants. En cohérence avec Travers *et al.* (2014), qui révèlent l'absence de capitalisation immobilière de la ligne de « busway » desservant plusieurs communes de Nantes Métropole, nos résultats montrent l'absence de tout effet-accessibilité significatif des réseaux de transport urbain et non urbain (bus, tramway et TER). Cette absence de relation claire entre transports collectifs et prix de l'immobilier peut être interprétée de deux manières différentes. Elle peut traduire des liaisons avec le centre-ville que l'acheteur considère suffisantes, quelle que soit la localisation de l'appartement (étant donné que la grande majorité des appartements se situe à l'intérieur du périurbain). À l'inverse, elle peut révéler un manque d'intérêt pour les transports collectifs en général de la part des acheteurs ; de fait, la part modale correspondante ne dépasse pas 15 % du total des déplacements (comme cela est le cas dans les Métropoles françaises comparables). En effet, plus de 60 % des usagers des transports collectifs ont moins de 25 ans et ne sont probablement pas actifs sur le marché de l'immobilier.

Les effets d'une bonne qualité environnementale ne sont pas plus flagrants. D'un côté, les bruits routier et ferroviaire sont perçus négativement : nous soulignons que si le prix des appartements diminue avec l'exposition au bruit, l'effet constaté n'est que d'ampleur limitée. D'un autre côté, nous montrons que la concentration de polluants atmosphériques ne déprécie pas les appartements, même pour les plus exposés. L'explication peut venir du fait que les individus sont généralement plus sensibles à la pollution sonore qu'atmosphérique, ce qui cadre avec la théorie d'économie de l'environnement qui considère la pollution atmosphérique comme une externalité négative dont les individus ne tiennent pas compte lors de leur achat immobilier. Les politiques environnementales et de santé publique ont donc un rôle à jouer. On peut également donner une interprétation contextuelle : à Nantes Métropole, la qualité environnementale est généralement de bon niveau, et les ménages sont donc probablement moins sensibles à ce facteur dans la valorisation des logements. La méthode que nous employons pour élaborer les variables liées à la qualité environnementale peut également jouer un rôle : des résultats différents

auraient été obtenus avec des valeurs observées de bruit et de pollution atmosphérique, mais les données correspondantes n'étant malheureusement pas disponibles, les valeurs retenues ont été calculées à partir des données de trafic.

Finalement, ces résultats plaident-ils la cause des politiques publiques volontaristes en faveur des transports collectifs ? La loi Grenelle 2 de 2010 préconise des politiques fiscales assises sur les plus-values immobilières issues de la vente de biens situés à proximité de lignes de transport. Nos résultats suggèrent toutefois que ces politiques peuvent s'avérer inutiles si elles ne sont pas accompagnées d'une sensibilisation des usagers de transports : les autorités locales devraient donc continuer à insister sur les avantages individuels et collectifs des transports collectifs afin de sensibiliser un plus grand nombre d'individus à leur utilisation. Cela pourrait être réalisé en combinant des améliorations sur la qualité de service (qui inclurait des options de covoiturage lorsque les lignes de bus ne sont pas rentables) et des investissements conséquents dans des plateformes de mobilité (applications mobiles) afin de faciliter les déplacements quotidiens de tous.

Comme les modèles de prix hédoniques ne peuvent pas intégrer tous les éléments se répercutant sur le prix des logements, nos résultats doivent être considérés avec précaution. Tout d'abord, l'accès à la voirie urbaine et au réseau routier extra-urbain n'a pas pu être examiné comme un avantage potentiel, car ces variables n'ont pas été géoréférencées dans le cadre du projet de recherche. De plus, il existe de nombreux autres facteurs qui jouent un rôle dans la perception qualitative du cadre de vie, comme la sécurité, la qualité des établissements scolaires, les opportunités d'emploi et la proximité de la mer ou d'autres ressources naturelles spécifiques. Tous ces facteurs peuvent se refléter dans les valeurs du marché immobilier ; toutefois, nos modèles expliquent plus de 80 % de la variance du prix des appartements et ces facteurs résiduels ne devraient donc jouer à Nantes qu'un rôle mineur. Plus généralement, un rapport demande-offre élevé en permanence est révélateur d'une pénurie d'appartements sur le marché. Dans ce cas, les acheteurs peuvent considérer comme secondaires certains attributs, comme cela peut être constaté à Nantes Métropole et dans d'autres villes attractives. □



## BIBLIOGRAPHIE

- Alonso, W. (1964).** *Location and Land Use. Toward a General Theory of Land Rent*. Cambridge: Harvard University Press.
- Andersson, H., Jonsson, L. & Ögren, M. (2010).** Property Prices and Exposure to Multiple Noise Sources: Hedonic Regression with Road and Railway Noise. *Environmental and Resource Economics*, 45(1), 73–89.  
<https://link.springer.com/article/10.1007/s10640-009-9306-4>
- Anselin, L. (1988).** *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Boston : Kluwer Academics.
- Anselin, L. (1995).** Local Indicators of Spatial Association–LISA. *Geographical analysis*, 27(2), 93–115.  
<https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>
- Anselin, L. (2005).** *Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook*. Spatial Analysis Laboratory, Department of Geography. Center for Spatially Integrated Social Science. Urbana, Champaign, IL : University of Illinois.  
[www.csiss.org/clearinghouse/GeoDa/geodaworkbook.pdf](http://www.csiss.org/clearinghouse/GeoDa/geodaworkbook.pdf)
- Anselin, L. & Le Gallo, J. (2006).** Interpolation of Air Quality Measures in Hedonic House Price Models: Spatial Aspects. *Spatial Economic Analysis*, 1(1), 31–52.  
<https://doi.org/10.1080/17421770600661337>
- Belsley, D. (1991).** *Conditioning Diagnostics: Collinearity and Weak Data in Regression*. New York : Wiley.
- Billings, S. B. (2011).** Estimating the value of a new transit option. *Regional Science and Urban Economics*, 41(6), 525–536.  
<https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2011.03.013>
- Bhat, C., Garrow, L., Mokhtarian, P. L. & Cao, X. (2008).** Examining the impacts of residential self-selection on travel behavior: A focus on methodologies. *Transportation Research Part B: Methodological*, 42(3), 204–228.  
<https://doi.org/10.1016/j.trb.2007.07.006>
- Boiteux, M. (2001).** *Transports : choix des investissements et coût des nuisances*. Commissariat Général du Plan. Paris: La Documentation Française.  
[www.ladocumentationfrancaise.fr/var/storage/rapports-publics/014000434.pdf](http://www.ladocumentationfrancaise.fr/var/storage/rapports-publics/014000434.pdf)
- Bono, P.-H., Gravel, N. & Trannoy, A. (2007).** L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais. *Économie publique/Public economics*, 20(1).  
<http://journals.openedition.org/economiepublique/6202>
- Bowes, D. R. & Ihlanfeldt, K. R. (2001).** Identifying the Impacts of Rail Transit Stations on Residential Property Values. *Journal of Urban Economics*, 50(1), 1–25.  
<https://doi.org/10.1006/juec.2001.2214>
- Boyle, M. & Kiel, K. (2001).** A Survey of House Price Hedonic Studies of the Impact of Environmental Externalities. *Journal of Real Estate Literature*, 9(2), 117–144.  
<https://doi.org/10.5555/reli.9.2.23u082061q53qpm3>
- Bui, L. M. T. & Mayer, C. J. (2003).** Regulation and Capitalization of Environmental Amenities: Evidence from the Toxic Release Inventory in Massachusetts. *Review of Economics and Statistics*, 85(3), 693–708.  
<https://doi.org/10.1162/003465303322369821>
- Bureau, B. & Glachant, M. (2010).** Évaluation de l'impact des politiques *Quartiers verts* et *Quartiers tranquilles* sur les prix de l'immobilier à Paris. *Economie & prévision*, 192(1), 27–44.  
<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2010-1-page-27.htm>
- Cao, X. & Cao, J. (2014).** The Impacts of LRT, Neighbourhood Characteristics, and Self-selection on Auto Ownership: Evidence from Minneapolis-St. Paul. *Urban Studies*, 51(10), 2068–2087.  
<https://doi.org/10.1177/0042098013505887>
- Cavailhès, J. (2005).** Le prix des attributs du logement. *Economie et Statistique*, 381-382, 91–123.  
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1376579/es381-382e.pdf>
- Chang, J. S. & Kim, D.-J. (2013).** Hedonic estimates of rail noise in Seoul. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 19, 1–4.  
<https://doi.org/10.1016/j.trd.2012.11.002>
- Chasco, C. & Le Gallo, J. (2013).** The Impact of Objective and Subjective Measures of Air Quality and Noise on House Prices: a Multilevel Approach for Downtown Madrid. *Economic Geography*, 89(2), 127–148.  
<https://doi.org/10.1111/j.1944-8287.2012.01172.x>

- Chasco C., Le Gallo, J. & López, F. A. (2018).** A scan test for spatial groupwise heteroscedasticity in cross-sectional models with an application on houses prices in Madrid. *Regional Science and Urban Economics*, 68, 226–238.  
<https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2017.10.015>
- Chen, Z. & Haynes, K. E. (2015).** Impact of high speed rail on housing values: An observation from the Beijing–Shanghai line. *Journal of Transport Geography*, 43, 91–100.  
<https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2015.01.012>
- Choumert, J. & Travers, M. (2010).** La capitalisation immobilière des espaces verts dans la ville d'Angers. *Revue économique*, 61(5), 821–836.  
<https://doi.org/10.3917/reco.615.0821>
- Clark, W. A. V. & Onaka, J. (1983).** Life Cycle and Housing Adjustment as Explanations of Residential Mobility. *Urban Studies*, 20(1), 47–57.  
<https://doi.org/10.1080/713703176>
- Cliff, A. D., Haggett, P., Ord, J. K., Basset K. A. & Davies, R. B. (1975).** *Elements of Spatial Structure: A Quantitative Approach*. Cambridge: Cambridge University Press.  
<https://doi.org/10.1111/j.1745-7939.1977.tb00848.x>
- Debrezion, G., Pels, E. & Rietveld, P. (2007).** The Impact of Railway Stations on Residential and Commercial Property Value: a Meta-Analysis. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35(2), 161–180.
- Decker, C. S., Nielsen, D. A. & Sindt, R. P. (2005).** Residential Property Values and Community Right-to-Know Laws: Has the Toxics Release Inventory Had an Impact? *Growth and Change*, 36(1), 113–133.  
<https://doi.org/10.1111/j.1468-2257.2005.00269.x>
- Diao, M., Leonard, D. & Sing, T. F. (2017).** Spatial-difference-in-differences models for impact of new mass rapid transit line on private housing values. *Regional Science and Urban Economics*, 67, 64–77.  
<https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2017.08.006>
- Dubé, J., Thériault, M. & Des Rosiers, F. (2013).** Commuter rail accessibility and house values: The case of the Montreal South Shore, Canada, 1992–2009. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 54, 49–66.  
<https://doi.org/10.1016/j.tra.2013.07.015>
- Eftymiou, D. & Antoniou, C. (2013).** How do Transport Infrastructure and Policies Affect House Prices and Rents? Evidence from Athens, Greece. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 52, 1–22.  
<https://doi.org/10.1016/j.tra.2013.04.002>
- Ellison, R. B., Greaves, S. P. & Hensher, D. A. (2013).** Five years of London's low emission zone: Effects on vehicle fleet composition and air quality. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 23, 25–33.  
<https://doi.org/10.1016/j.trd.2013.03.010>
- Fritsch, B. (2007).** Tramway et prix des logements à Nantes. *L'Espace géographique*, 36(2), 97–113.  
<https://doi.org/10.3917/eg.362.0097>
- Fujita, M. (1989).** *Urban Economic Theory: Land Use and City Size*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gouriéroux, C. & Laferrère, A. (2009).** Managing hedonic housing price indexes: The French experience. *Journal of Housing Economics*, 18(3), 206–213.  
<https://doi.org/10.1016/j.jhe.2009.07.012>
- Gaschet, F. & Pouyane, G. (2011).** Nouvelles centralités et valeurs immobilières : vers un découplage des centralités résidentielles et économiques ? *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, 3, 499–525.  
<https://doi.org/10.3917/reru.113.0499>
- Hanson, C. E. & Wieczorek, W. F. (2002).** Alcohol mortality: a comparison of spatial clustering methods. *Social Science & Medicine*, 55(5), 791–802.  
[https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(01\)00203-9](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(01)00203-9)
- Kanemoto, Y. (1980).** *Theories of Urban Externalities*. Amsterdam: North-Holland.
- Kelejian, H. H. & Prucha, I. R. (2010).** Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *Journal of Econometrics*, 157(1), 53–67.  
<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.10.025>
- Kim, C. W., Phipps, T. T. & Anselin, L. (2003).** Measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach. *Journal of environmental economics and management*, 45(1), 24–39.  
[https://doi.org/10.1016/S0095-0696\(02\)00013-X](https://doi.org/10.1016/S0095-0696(02)00013-X)
- Le Berre, I., Thériault, M., Maulpoix, A. & Gourmelon, F. (2017).** Moderation effect of planning on housing development along the French Atlantic coast: Findings from an event history hazard model. *Journal of Land Use Science*, 12(4), 271–291.  
<https://doi.org/10.1080/1747423X.2017.1322154>

- Le Boennec, R. (2014).** Externalité de pollution *versus* économies d'agglomération : le péage urbain, un instrument environnemental adapté? *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, 1, 3–31.  
<https://doi.org/10.3917/reru.141.0003>
- Le Boennec, R. & Salladarré, F. (2017).** The impact of air pollution and noise on the real estate market. The case of the 2013 European Green Capital: Nantes, France. *Ecological Economics*, 138, 82–89.  
<https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2017.03.030>
- Le Boennec, R. & Sari, F. (2015).** Nouvelles centralités, choix modal et politiques de déplacements : le cas nantais. *Les Cahiers Scientifiques du Transport*, 67, 55–86.  
[http://afitl.ish-lyon.cnrs.fr/tl\\_files/documents/CST/N67/LeBoennec67pdf.pdf](http://afitl.ish-lyon.cnrs.fr/tl_files/documents/CST/N67/LeBoennec67pdf.pdf)
- Le Gallo, J. (2002).** Économétrie spatiale : l'auto-corrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. *Economie & prévision*, 4(155), 139–157.  
<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2002-4-page-139.htm>
- Le Gallo, J. (2004).** Hétérogénéité spatiale. *Economie & prévision*, 1(162), 151–172.  
<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2004-1-page-151.htm>
- Lee, L.F. (2004).** Asymptotic distributions of maximum likelihood estimators for spatial autoregressive models. *Econometrica*, 72(6), 1899–1925.  
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00558.x>
- Lemoy, R., Raux, C. & Jensen, P. (2017).** Exploring the polycentric city with multi-worker households: An agent-based microeconomic model. *Computers, Environment and Urban Systems*, 62, 64–73.  
<https://doi.org/10.1016/j.compenvurbsys.2016.10.008>
- LeSage, J. (1999).** *Spatial Econometrics. The Web Book of Regional Science*. Regional Research Institute. Morgantown: West Virginia University.
- Li, S., Yang, J., Qin, P. & Chonabayashi, S. (2016).** Wheels of Fortune: Subway Expansion and Property Values in Beijing. *Journal of Regional Science*, 56(5), 792–813.  
<https://doi.org/10.1111/jors.12284>
- López, F. A., Chasco, C. & Le Gallo, J. (2015).** Exploring scan methods to test spatial structure with an application to housing prices in Madrid. *Papers in Regional Science*, 94(2), 317–346.  
<https://doi.org/10.1111/pirs.12063>
- Lund, H. (2006).** Reasons for Living in a Transit-Oriented Development, and Associated Transit Use. *Journal of the American Planning Association*, 72(3), 357–366.  
<https://doi.org/10.1080/01944360608976757>
- Martínez, L. & Viegas, J. (2009).** Effects of transportation accessibility on residential property values: Hedonic Price Model in the Lisbon, Portugal, metropolitan area. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, (2115), 127–137.  
<https://doi.org/10.3141/2115-16>
- Mestayer, P. et al. (2012).** Environmental Impact Assessment of Urban Mobility Plan: a Methodology Including Socio-Economic Consequences. In: *Urban Environment*, pp. 15–26. Amsterdam: Springer Netherlands.
- Mohammad, S. I., Graham, D. J., Melo, P. C. & Anderson, R. J. (2013).** A meta-analysis of the impact of rail projects on land and property values. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 50, 158–170.  
<https://doi.org/10.1016/j.tra.2013.01.013>
- Mohammad, S. I., Graham, D. J. & Melo, P. C. (2017).** The effect of the Dubai Metro on the value of residential and commercial properties. *Journal of Transport and Land Use*, 10(1), 263–290.  
<https://www.jtlu.org/index.php/jtlu/article/view/750/847>
- Nelson, J. P. (2004).** Meta-analysis of airport noise and hedonic property values: problems and prospects. *Journal of Transport Economics and Policy*, 38(1), 1–28.  
<https://ssrn.com/abstract=610523>
- Nelson, J. P. (2008).** Hedonic property value studies of transportation noise: aircraft and road traffic. In: Baranzini, A., Ramirez, J., Schaerer, C., Thalmann, P. (Eds.), *Hedonic methods in housing markets*, pp. 57–82. New York: Springer.
- Nguyen-Luong, D. & Boucq, E. (2011).** Évaluation de l'impact du T3 sur les prix de l'immobilier résidentiel. *Rapport d'IAU-IFSTTAR pour le Ministère de l'Environnement et du Développement Durable, des Transports et du Logement (MEDDTL)*.
- Nunnally, J.C. (1978).** *Psychometric Theory*. New York: McGraw-Hill.
- Ogawa, H. & Fujita, M. (1980).** Equilibrium land use patterns in a nonmonocentric city. *Journal of regional science*, 20(4), 455–475.  
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.1980.tb00662.x>

- Organisation Mondiale de la Santé (2000).** *Air quality guidelines for Europe*. World Health Organization, Regional Office for Europe, Copenhagen, Denmark.  
[www.euro.who.int/\\_\\_data/assets/pdf\\_file/0005/74732/E71922.pdf](http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0005/74732/E71922.pdf)
- Organisation Mondiale de la Santé (2006).** *Air quality guidelines. Global update 2005. Particulate Matter, Ozone, Nitrogen Dioxide and Sulfur Dioxide*. World Health Organization, Regional Office for Europe, Copenhagen, Denmark.  
[www.euro.who.int/\\_\\_data/assets/pdf\\_file/0005/78638/E90038.pdf](http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0005/78638/E90038.pdf)
- Osland, L. & Pryce, G. (2012).** Housing Prices and Multiple Employment Nodes: Is the Relationship Nonmonotonic? *Housing Studies*, 27(8), 1182–1208.  
<https://doi.org/10.1080/02673037.2012.728571>
- Pan, H. & Zhang, M. (2008).** Rail transit impacts on land use: Evidence from Shanghai, China. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, (2048), 16–25.
- Pouyanne, G., Lyser, S., Gaschet, F. & Dachary-Bernard, J. (2011).** L'impact de la littoralisation sur les marchés fonciers. Une approche comparative des côtes basque et charentaise. *Économie et Statistique*, 444(1), 127–154.  
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377853?sommaire=1377863>
- Rabe, B. & Taylor, M. (2010).** Residential mobility, quality of neighbourhood and life course events. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 173(3), 531–555.
- Ridker, R. G. & Henning, J. A. (1967).** The determinants of residential property values with special reference to air pollution. *The Review of Economics and Statistics*, (1967), 246–257.
- Rosen, S. (1974).** Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34–55.
- Saulnier, J. (2004).** Une application des prix hédonistes : influence de la qualité de l'air sur le prix des logements ? *Revue d'économie politique*, 114(5), 613–636.
- Schindler, M., Caruso, G. & Picard, P. (2017).** Equilibrium and first-best city with endogenous exposure to local air pollution from traffic. *Regional Science and Urban Economics*, 62, 12–23.  
<https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2016.10.006>
- Smith, V. K. & Huang, J. C. (1993).** Hedonic models and air pollution: twenty-five years and counting. *Environmental and Resource Economics*, 3(4), 381–394.  
<https://doi.org/10.1007/BF00418818>
- Takahashi, T. (2017).** Determination of neighbourhood housing amenities: Asymmetric effects of consumers' choices and multiple equilibria. *Papers in Regional Science*, 96(3), 555–570.  
<https://doi.org/10.1111/pirs.12213>
- Trannoy, A. & Wasmer, É. (2013).** La politique du logement locatif. *Notes du conseil d'analyse économique* N° 10, 1–12.  
<http://www.cae-eco.fr/La-politique-du-logement-locatif.html>
- Travers, M., Appéré, G. & Larue, S. (2013).** Évaluation des aménités urbaines par la méthode des prix hédoniques: une application au cas de la ville d'Angers. *Économie et statistique*, 460(1), 145–163.  
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377435?sommaire=1377437>
- Travers M., Giffon S. & Appéré, G. (2014).** Le financement de la mobilité durable. Prix de l'immobilier et nouvelles lignes de transports collectifs en site propre : quels impacts ? Collection «Analyse et connaissance» N° 107, DREAL Pays de la Loire.
- Walker, J. L. & Li, J. (2007).** Latent lifestyle preferences and household location decisions. *Journal of Geographical Systems*, 9(1), 77–101.  
<https://doi.org/10.1007/s10109-006-0030-0>