



**HAL**  
open science

## Nouvelles centralités, choix modal et politiques de déplacements : le cas nantais

Rémy Le Boennec, Florent Sari

### ► To cite this version:

Rémy Le Boennec, Florent Sari. Nouvelles centralités, choix modal et politiques de déplacements : le cas nantais. *Les Cahiers Scientifiques du Transport / Scientific Papers in Transportation*, 2015, 67 | 2015, pp.55-86. 10.46298/cst.12146 . hal-01657242

**HAL Id: hal-01657242**

**<https://hal.science/hal-01657242v1>**

Submitted on 4 Sep 2019

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - ShareAlike 4.0 International License

## **NOUVELLES CENTRALITÉS, CHOIX MODAL ET POLITIQUES DE DÉPLACEMENTS : LE CAS NANTAIS**

RÉMY LE BOENNEC      FLORENT SARI  
INSTITUT D'ÉCONOMIE ET DE MANAGEMENT DE NANTES-IAE (LEMNA)  
UNIVERSITÉ DE NANTES

### **1. INTRODUCTION**

La question de l'impact de la forme urbaine sur le choix du mode de transport est récurrente (POUYANNE, 2004 ; SARI, 2011 ; DEYMIER et al., 2013). À la ville monocentrique, souvent compacte, est opposée la ville étalée où peuvent émerger des centres urbains multiples. La ville compacte admet une forme dense, économe en sol et à l'urbanisation continue (POUYANNE, 2004). On lui prête un maillage fin du territoire par un réseau de transport collectif homogène. En démultipliant les couples *origine-destination*, la ville polycentrique favoriserait au contraire l'usage de la voiture individuelle (BROWNSTONE, GOLOB, 2009). Les distances allongées comme des choix modaux imposés contribueraient ainsi, via des émissions accrues de polluants atmosphériques et de gaz à effet de serre (GES), à une dégradation du bien-être.

Les avantages comparatifs théoriques des deux formes urbaines restent en débat (GAIGNÉ et al., 2012). Cependant, la recherche par le régulateur d'une ville compacte, densifiée autour du ou des centres révélés, continue d'ali-

menter une action locale emblématique, voire dogmatique. Outre la préservation des espaces naturels et agricoles menacés par une urbanisation en « taches », l'avantage supposé des politiques d'intensification urbaine réside dans l'amélioration nécessaire de la rentabilité d'un réseau de transport collectif souvent performant, mais paradoxalement en manque relatif de clientèle. Dans les 79 pôles urbains de plus de 100 000 habitants, la part modale des transports collectifs en 2008 ne dépassait pas 12 % (HUBERT, 2009). Dans les mêmes conditions, celle de la voiture individuelle et deux-roues motorisés atteignait 55 %.

L'enjeu des politiques locales de déplacements et notamment des Plans de Déplacements Urbains (PDU), obligatoires dans les agglomérations de plus de 100 000 habitants, reste donc inchangé depuis 1996 : favoriser un report modal de la voiture individuelle vers les transports collectifs et les modes doux. À cet effet, les PDU ont initié dans la plupart des grands pôles urbains une première génération de politiques qui avouent aujourd'hui leurs limites à travers la stagnation des parts modales, celle des transports collectifs en particulier ayant peu évolué. Confrontées à des exigences européennes nouvelles, notamment en termes de qualité de l'air, de nombreuses villes doivent donc se reposer la question d'une nouvelle définition de leurs politiques de déplacements.

Dans cet article empirique fondé sur l'analyse des choix micro-économiques des ménages, nous identifions la forme mono- ou polycentrique de la métropole nantaise (24 communes et 600 000 habitants dans le pôle urbain). La forme urbaine est approchée par une estimation de la sensibilité des habitants à la proximité au(x) centre(s) d'emplois. Nous évaluons cette sensibilité par les gains d'accessibilité capitalisés dans le prix des maisons<sup>1</sup>. Cette valorisation constitue ce que nous appellerons un *effet-centralité*.

Si des gains d'accessibilité peuvent ainsi être capitalisés par la proximité géographique au(x) centre(s), ils peuvent aussi l'être par la proximité aux réseaux de transport y conduisant. Nous qualifions ces gains d'*effet-accessibilité*. Nous faisons l'hypothèse que la nature de tels gains dépend de la forme urbaine estimée, les nouvelles centralités<sup>2</sup> caractérisant la ville polycentrique étant moins susceptibles de rendre attractif le réseau de transport collectif existant, encore peu performant dans cette configuration. La ville polycentrique s'appuiera plutôt sur un réseau routier offrant aux ménages, notamment actifs, des temps de déplacement compétitifs en voiture individuelle.

La nature des gains d'accessibilité estimés donne des indications sur les

<sup>1</sup> On parle de gain d'accessibilité lorsque la proximité à une infrastructure de transport au sens large (incluant les modes doux) permet d'atteindre les mêmes destinations en un temps plus court, ou des destinations plus lointaines sans augmentation de temps.

<sup>2</sup> Par opposition au centre historique principal.

politiques de déplacements à imaginer. Ainsi, si ce sont plutôt des gains d'accessibilité par les transports collectifs qui sont valorisés par les acquéreurs de maisons, alors il pourra être judicieux de renforcer l'offre de transport collectif. L'accent resterait mis sur une politique incitative dont l'attractivité serait révélée par le comportement des acquéreurs. Si ce sont plutôt des gains d'accessibilité routière qui sont valorisés, alors le régulateur local pourra être tenté d'étudier, comme le prévoit la loi Grenelle 2 du 12 juillet 2010 pour les agglomérations de plus de 300 000 habitants, l'opportunité d'une politique plus contraignante de type péage urbain comme taxe environnementale (VERHOEF, NIJKAMP, 2004 ; LE BOENNEC, 2014).

Cet angle d'attaque croisant nouvelles centralités et renouvellement des politiques de déplacements a selon nous été peu abordé dans la littérature. Cette seconde génération de politique environnementale pose avant tout la question de l'objectif poursuivi : pollution atmosphérique, émissions de GES, bruit, accidents, congestion constituent autant d'externalités négatives générées par l'usage automobile en milieu urbain (VERHOEF, 1997). Nous nous proposons d'en étudier deux, le bruit et la pollution atmosphérique, dont les niveaux d'émissions peuvent varier fortement suite à un report modal massif de la voiture vers les transports collectifs. Nous approchons ainsi, par une mesure de la capitalisation immobilière d'une moindre exposition sonore et d'une meilleure qualité de l'air, les gains en bien-être supposés des politiques de déplacements.

Cette étude débute donc par l'identification de la forme urbaine nantaise : centre unique ou multiple ? Sous sa forme canonique, le modèle ALONSO-MILLS-MUTH relevant du cadre théorique d'économie urbaine stipule une relation fonctionnelle décroissante entre distance au centre d'emplois<sup>3</sup> (*Central Business District* ou *CBD*) et prix du logement (ALONSO, 1964 ; FUJITA, 1989). Cette relation monocentrique simple est toutefois contestée. En réalité, la ville serait polycentrique, c'est-à-dire que s'exercerait l'attraction, outre celle du centre principal, d'un à plusieurs centres d'emplois secondaires ou *subcenters*. Dans la littérature théorique, ces centres secondaires se montrent d'abord exogènes (HENDERSON, 1974) avant d'être endogénéisés (OGAWA, FUJITA, 1980). Leur formation résulte des arbitrages de localisation des firmes en concurrence pour le sol. Les firmes (à la recherche d'économies d'agglomération) comme les ménages (qui manifestent une préférence pour la variété) dessinent ainsi les nouvelles centralités urbaines (ANDERSON et al., 1992).

La ville peut prendre autant de formes qu'il existe de territoires étudiés. De nombreuses applications américaines montrent empiriquement une dépendance aux centres d'emplois secondaires : à Los Angeles (GIULIANO, SMALL,

---

<sup>3</sup> Nous emploierons indifféremment les expressions « centre », « centralité » et « centre d'emplois ».

1991 ; GIULIANO et al., 2012), à Chicago (McMILLEN, McDONALD, 1998) et au Canada à Toronto, Montréal et Vancouver (SHEARMUR et al., 2007). Cette relation fonctionnelle décroissante entre distance à un *subcenter* et prix du logement n'est toutefois pas universelle. À Melbourne (Australie), l'émergence de centres secondaires complémentaires du *CBD* historique n'est pas vérifiée (WATKINS, 2009). En Europe, les résultats apparaissent contrastés : à Barcelone, la proximité entre les différents centres secondaires pressentis rend les conclusions délicates (MUNIZ et al., 2008) ; en Belgique, il est révélé dans plusieurs agglomérations une polycentricité limitée (RIGUELLE et al., 2007).

La question simultanée de la forme urbaine et de la politique de déplacements peut être traitée par la méthode des prix hédoniques (ROSEN, 1974). Cette approche relève des méthodes de préférences révélées (par le comportement des acquéreurs), par opposition aux méthodes de préférences déclarées (par voie d'enquête). Une telle démarche se fonde sur l'estimation de prix immobiliers qui dépendent partiellement de la proximité aux réseaux de transport et aux sources d'aménités et de nuisances. Ainsi le marché immobilier fournit-il indirectement une valeur monétaire de ces attributs à travers la différence observée entre les valeurs de deux biens en tout point identiques, à l'exception d'une des caractéristiques étudiées. Cette différence de valeur s'explique par le gain ou la perte de bien-être attribuée par les acquéreurs à de telles proximités (BRÉCARD et al., 2013).

La méthode des prix hédoniques s'applique fréquemment aux valeurs immobilières. Elle apparaît d'autant plus justifiée que nous disposons ici de données entièrement géoréférencées pour l'ensemble de nos variables de localisation et de qualité environnementale. La méthode des prix hédoniques révèle la sensibilité des prix aux variables d'accessibilité : elle est employée à ce titre par BECKERICH (2001) à Lyon, par FRITSCH (2007) à Nantes, par BOUCQ et PAPON (2008) et NGUYEN-LUONG et BOUCQ (2011) dans la région parisienne. Notre démarche, proche de celle adoptée récemment par TACHFINE et RHELLOU (2012), se veut pourtant plus englobante. D'abord, nous cherchons à révéler l'existence de centralités multiples à Nantes; ensuite, nous introduisons une politique modale agissant sur deux réseaux : le transport collectif et les infrastructures routières. Il devient ainsi possible d'établir un lien plus étroit entre le cadre théorique d'économie urbaine avec externalités et notre application empirique, notamment quant à l'opportunité et aux modalités d'application d'un péage urbain.

Pour mener notre analyse économétrique, nous utilisons les données en coupe transversale des transactions de maisons intervenues sur le territoire du pôle urbain de Nantes Métropole en 2002, 2006 ou 2008. Nous exploitons aussi des caractéristiques socio-économiques de voisinage, des données relatives à l'accessibilité aux réseaux de transport, ainsi que les données sur l'exposition des maisons au bruit et aux polluants atmosphériques. L'intro-

duction de variables de qualité environnementale, qui ont exigé un important travail d'élaboration par nos partenaires du projet Eval-PDU, est encore rare dans les études hédoniques françaises. Ces données viennent utilement compléter les caractéristiques d'accessibilité pour orienter les choix de politiques publiques locales. Afin d'appréhender la sensibilité des choix modaux à une variation des coûts de déplacement, nous avons par ailleurs incorporé une variable contextuelle spécifique, le prix du gazole, considéré ici comme un proxy du coût unitaire de déplacement en voiture individuelle.

Finalement, le bien-être attendu d'une politique de déplacements est-il réellement significatif ? Le prix des logements échangés reflète-t-il véritablement une plus ou moins bonne qualité environnementale ? Nous verrons que les acquéreurs de maisons à Nantes Métropole ont des sensibilités hétérogènes aux formes que peut prendre la qualité environnementale, ce qui doit amener le régulateur local à se poser en premier lieu la question de la pertinence de l'objectif visé par sa politique.

L'article est structuré de la façon suivante. Dans la section 2, nous présentons le territoire de Nantes Métropole et les données exploitées. Le modèle hédonique spatial élaboré pour l'estimation du prix au mètre carré des maisons échangées est exposé dans la section 3. La section 4 est consacrée à l'analyse des résultats économétriques, avec un commentaire orienté vers la forme urbaine identifiée et les *effets-centralité* et *effets-accessibilité* révélés par le modèle. Enfin, nous concluons.

## 2. LE TERRITOIRE D'ÉTUDE ET LA BASE DE DONNÉES

### 2.1. LE PÔLE URBAIN DE NANTES MÉTROPOLE

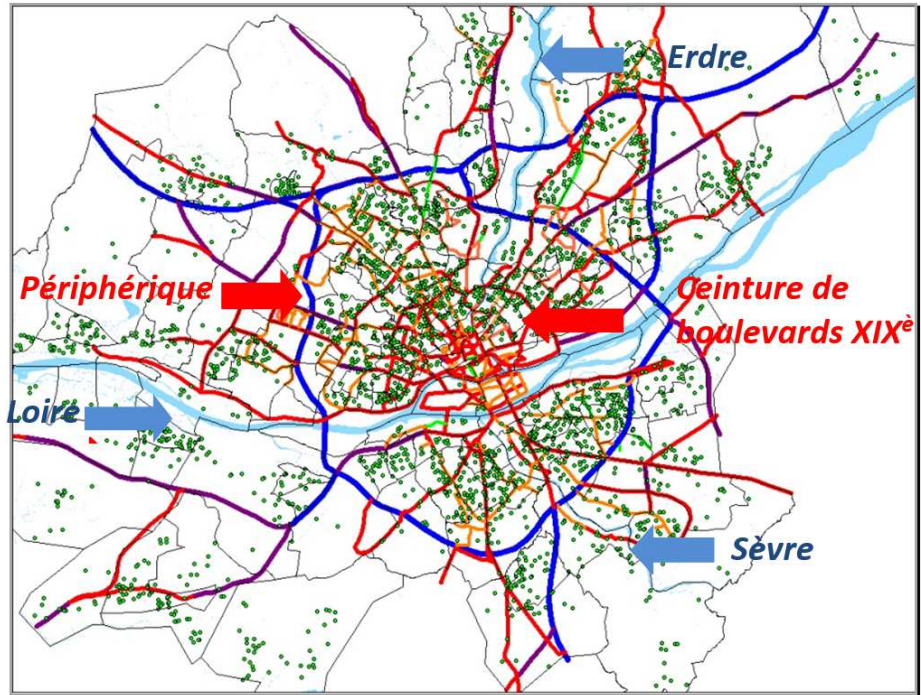
Nous analysons les déterminants des prix des maisons échangées sur le territoire de Nantes Métropole en 2002, 2006 ou 2008. Nantes Métropole est une communauté urbaine s'étendant sur 523 km<sup>2</sup> et regroupant 24 communes du département de Loire-Atlantique. Elle est traversée par un fleuve, la Loire, et deux rivières, l'Erdre et la Sèvre (Figure 1).

Ce pôle urbain compte plus de 600 000 habitants, la moitié résidant dans la commune-centre de Nantes. Le territoire voit plus de 2 millions de déplacements quotidiens, 57 % s'effectuant en voiture et 15 % en transports collectifs (40 % pour les déplacements domicile-travail). La distance domicile-travail moyenne s'élève à 5 km pour un temps de trajet de 25 minutes. En 2013, Nantes a été désignée « capitale verte européenne » grâce aux bons résultats environnementaux affichés sur des critères relatifs aux transports, à la qualité de l'air, à l'exposition sonore, à la gestion des déchets et à l'aménagement d'espaces verts dans la ville.

La répartition des maisons échangées apparaît homogène sur le territoire du

pôle urbain (Figure 1) : 50 % des maisons sont localisées à l'extérieur du périphérique et 50 % à l'intérieur (dont 10 % du total à l'intérieur de la ceinture de boulevards du XIX<sup>e</sup> siècle).

Figure 1 : Localisation des maisons échangées en 2002, 2006 ou 2008 sur le territoire de Nantes Métropole



Source : Eval-PDU

## 2.2. LE PRIX AU MÈTRE CARRÉ DES MAISONS ÉCHANGÉES COMME VARIABLE À EXPLIQUER PAR LE MODÈLE

Les données utilisées mettent en relation le prix au mètre carré des maisons ayant fait l'objet d'une transaction avec leurs caractéristiques intrinsèques et extrinsèques : variables d'accessibilité, de contexte ou de voisinage, et de qualité environnementale. Après nettoyage des données Perval, nous nous limitons à l'étude de 2 970 transactions<sup>4</sup>. Le prix moyen du mètre carré dans l'échantillon est de 1 786 euros, pour une surface habitable de 113 m<sup>2</sup> sur un terrain de 658 m<sup>2</sup>, cinq pièces et une place de parking. Les statistiques descriptives sont présentées dans le Tableau 1.

<sup>4</sup> Le renseignement de la base Perval par les notaires n'a pas de caractère contraignant. Il en résulte un taux de couverture partiel ou très partiel de certaines variables explicatives retenues pour le modèle économétrique. Cette situation a conduit à l'abandon d'environ 60 % des observations.

Tableau 1 : Statistiques descriptives

Variables	Min.	Moyenne	Max.	Ecart type
<b>Caractéristiques intrinsèques</b>				
Surface habitable en m <sup>2</sup>	32	113	650	42
Surface de terrain en m <sup>2</sup>	39	658	88570	1890
0 parking (réf. 1 ou plus)	-	0,034	-	0,181
Construction avant 1947	-	0,190	-	0,392
Construction 1948-1969	-	0,200	-	0,400
Construction 1970-1980	-	0,209	-	0,406
Construction 1981-1991	-	0,219	-	0,413
Nombre de niveaux dans la maison	0	1,1799	4	0,619
2 salles de bains ou plus	-	0,337	-	0,473
<b>Localisation et accessibilité</b>				
Distance au centre principal en m*	349	6553	19921	3458
Distance au centre secondaire le plus proche en m	1545	9158	29806	6255
Présence d'une porte de périphérique à moins de 1000 m	-	0,090	-	0,286
Présence d'un échangeur à moins de 1000 m	-	0,090	-	0,286
Présence d'un arrêt de tram à moins de 350 m (biens intra-boulevards uniquement)	-	0,026	-	0,159
Présence d'une halte-ferroviaire à moins de 1000 m	-	0,111	-	0,315
Distance au plus proche pôle commercial en m	8	759	5232	608
Distance à l'aéroport en m	832	9608	23667	3878
<b>Variables contextuelles</b>				
Année de transaction 2002	-	0,344	-	0,475
Année de transaction 2008	-	0,296	-	0,456
Hausse mensuelle du prix du gazole > ou = à 3 %	-	0,105	-	0,307
Localisation dans une ZUS	-	0,035	-	0,185
Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS	-	0,079	-	0,271
Localisation dans un CUCS	-	0,027	-	0,161
Part des occupants de 5 ans et plus dans l'IRIS	0	0,649	0,956	0,114
<b>Qualité environnementale</b>				
Bruit moyen sur 24 heures (dBA)	1,26	48,14	76,45	11,79

\*Défini par la transaction localisée au 3 allée Flesselles (Nantes)

Sources : données Perval, INSEE, Eval-PDU

### 2.3. LES CARACTÉRISTIQUES INTRINSÈQUES ET CONTEXTUELLES

Les variables intrinsèques et contextuelles disponibles sont pour la plupart celles fréquemment étudiées par les études hédoniques (CAVAILHÈS, 2005 ; BUREAU, GLACHANT, 2010). Les caractéristiques intrinsèques sont des données brutes en provenance de la base Perval et concernent autant le bien échangé que l'acquéreur et le vendeur. Pour lever les problèmes d'endogénéité inhérents à ce type d'études, nous ne retenons que les variables décrivant le bien (CAVAILHÈS, 2005) : prix, surface habitable, surface de terrain, période de construction, nombre de niveaux, de salles de bains, de parkings.

Les variables contextuelles sont essentiellement des données de voisinage issues de l'INSEE, renseignées par IRIS (Îlot Regroupé pour l'Information Statistique) : densité en appartements et en maisons, taux de chômage, reve-



nu médian dans l'IRIS, parts dans la population des 65 ans et plus, de la population étrangère, des diplômés de l'enseignement supérieur, présence d'une Zone Urbaine Sensible (ZUS) dans l'IRIS ou dans l'IRIS contigu, existence d'un Contrat Urbain de Cohésion Sociale (CUCS), part des ménages occupant leur logement depuis plus de 5 ans. Nous retenons pour chaque variable la valeur correspondant à l'année de transaction, si possible, ou la valeur de l'année antérieure la plus proche sinon. Nous y avons ajouté l'année de transaction du bien et le prix du gazole comme variables de contexte complémentaires.

#### 2.4. LES CARACTÉRISTIQUES DE LOCALISATION ET D'ACCESSIBILITÉ

Les caractéristiques de localisation et d'accessibilité, entièrement géoréférencées dans le cadre du projet Eval-PDU, comprennent la situation géographique du bien et la distance à un ensemble de points de référence : centre, campus, aéroport, commerces, gare ou halte-ferroviaire, transports collectifs urbains. Elles comprennent également la distance aux espaces verts et aux rives des trois cours d'eau comme aménités naturelles.

39 % des transactions sont situées au sud de la Loire. Les maisons échangées sont diversement desservies en transports collectifs : 34 % des maisons bénéficient d'une gare TER (Train Express Régional) à moins de 2 km. Concernant les transports collectifs urbains, 38 % disposent d'un arrêt de bus à moins de 150 m (environ 2 minutes à pied). En revanche, seulement 15 % des maisons échangées ont un arrêt de tramway à moins de 450 m (environ 5 minutes à pied).

Pour caractériser une véritable politique de choix modal, nous avons également souhaité introduire des variables susceptibles de valoriser des gains d'accessibilité routière<sup>5</sup>. Pour l'accès aux axes routiers structurants, nous avons retenu les portes du périphérique nantais, au nombre de 23, en distinguant entre les portes qui donnent un accès supplémentaire à un axe routier sortant majeur de type quatre voies (8 portes) et les autres (15 portes). Sur les quatre voies, nous avons par ailleurs identifié les échangeurs comme sources potentielles d'accessibilité pour les acquéreurs des maisons les plus éloignées du pôle urbain (20 échangeurs).

Nous supposons que le choix modal de l'utilisateur dépend de la forme urbaine à l'œuvre sur le territoire, la ville polycentrique, en raison de son étalement, étant plus susceptible de favoriser l'usage de la voiture individuelle. Pour identifier la forme urbaine à l'œuvre à Nantes, nous effectuons une Analyse Exploratoire des Données Spatiales (*ESDA*) en nous basant sur les travaux d'ANSELIN (1995 ; 1996). L'objectif de l'*ESDA* est de visualiser les densités d'emploi afin de déterminer quels sont les centres d'emplois au sein de

---

<sup>5</sup> Les auteurs remercient particulièrement Bernard FRITSCH pour la construction de ces variables.

l'agglomération.

Concrètement, nous cherchons à mettre en évidence l'existence d'une éventuelle autocorrélation spatiale locale. Pour cela, nous mobilisons les indicateurs locaux d'autocorrélation spatiale (*LISA*). Les indicateurs locaux d'association spatiale ont été développés par ANSELIN (1995). Ils sont calculés pour chaque zone, et mesurent le degré de similarité de chaque zone avec ses voisines. Ces indicateurs ont deux caractéristiques principales. Premièrement, pour chaque zone  $i$ , ils donnent la significativité du degré de similarité entre une zone donnée et ses voisines. Deuxièmement, la somme des *LISA* calculés est proportionnelle à la statistique de MORAN<sup>6</sup>. Les *LISA* correspondent à la décomposition de la statistique  $I$  de MORAN en informant sur la contribution de chaque zone  $i$  au phénomène d'autocorrélation spatiale globale observée sur le territoire étudié<sup>7</sup>. Toutefois, la distribution pour ces statistiques ne peut pas être approximée par une distribution normale. L'inférence statistique doit donc être basée sur une approche de permutation conditionnelle. Dans notre cas, 9 999 permutations ont été utilisées pour calculer la fonction de répartition empirique qui constitue la base de l'inférence statistique. Les p-valeurs obtenues pour les statistiques locales de MORAN sont alors des pseudo-niveaux de significativité.

Les contributions locales sont ensuite cartographiées afin de révéler d'éventuelles structures spatiales locales. L'utilisation de ces indicateurs permet notamment d'observer des phénomènes de concentrations locales. C'est à partir de cette représentation que nous identifions le centre d'emplois principal et les centres d'emplois secondaires de Nantes Métropole (Figure 2).

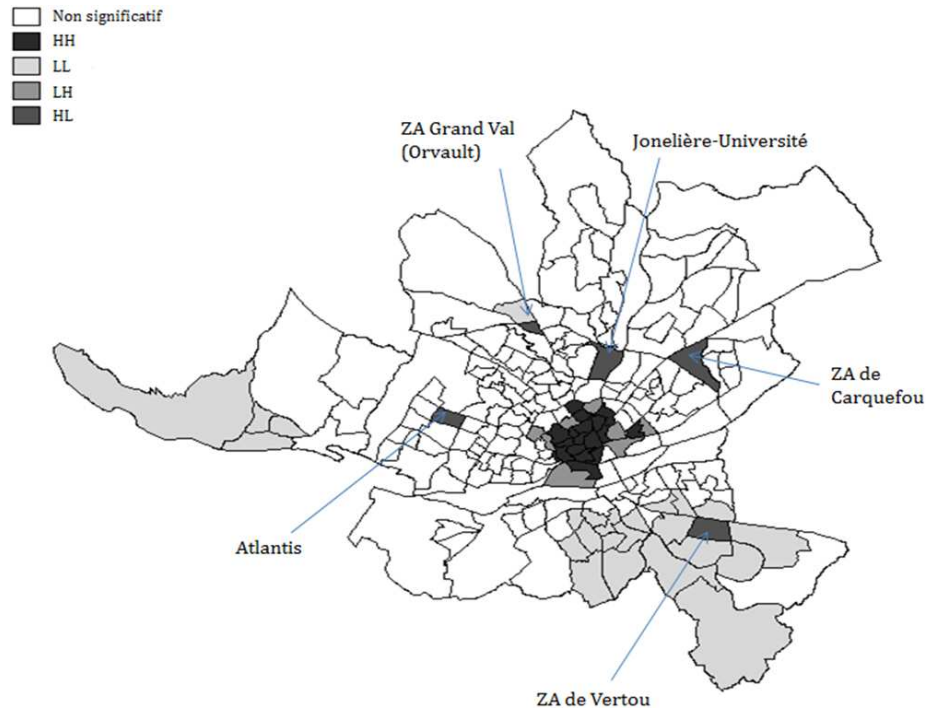
Le centre d'activité principal est caractérisé par une densité d'emploi élevée ainsi que les quartiers voisins (configuration de type HH). Les centres d'emplois secondaires sont caractérisés par une densité d'emploi élevée et des valeurs faibles pour les zones voisines (configuration HL). Sont retenues uniquement les configurations dont les *LISA* sont statistiquement significatifs, et respectivement considérés comme des centres d'emplois et des centres d'emplois isolés (BAUMONT et al., 2004). Nous identifions ainsi

<sup>6</sup> La statistique de MORAN s'écrit :  $I = \frac{N}{A} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$ , avec  $x_i$  la valeur prise par la variable  $x$  pour une zone  $i$ ,  $\bar{x}$  la valeur moyenne de  $x$  sur l'ensemble des  $N$  zones et  $w_{ij}$  le degré d'interdépendance entre les zones  $i$  et  $j$ .  $A$  est la somme des éléments de la matrice de pondération. Si la matrice de pondération est standardisée, on obtient alors  $A = N$ . On parle d'autocorrélation positive si  $I > E(I)$ , d'autocorrélation négative si  $I < E(I)$ , et de l'absence d'autocorrélation spatiale si  $I = 0$ , avec  $E(I) = -I/(N-1)$ . Le degré d'interdépendance entre les zones est mesuré à partir d'une matrice de contiguïté à l'ordre 2 ; cela signifie que toutes les unités contiguës sont considérées comme des voisines, ainsi que les unités contiguës de celles-ci.

<sup>7</sup> Les *LISA* s'écrivent :  $I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{m_0} \cdot \sum_j w_{ij} (x_j - \bar{x})$  avec  $m_0 = \sum_i (x_i - \bar{x})^2 / N$ . Il convient de noter que la matrice retenue reste la même que celle pour l'indice de MORAN.

différents centres secondaires autour du centre historique principal. A l'ouest, l'analyse permet de faire ressortir la zone d'activités d'Atlantis et celle d'Orvault plus au nord. A l'est, trois zones distinctes ressortent. Le quartier de la Jonelière, la zone d'activités à proximité de Sainte-Luce-sur-Loire et Carquefou et la zone d'activités de Vertou qui s'étend également sur la commune de Basse-Goulaine.

Figure 2 : Identification des centres d'emplois secondaires de Nantes Métropole



Lecture : La variable représentée est la densité d'emploi (rapport entre le nombre d'emplois et la surface de l'IRIS). Nous avons retenu une matrice de contiguïté à l'ordre 2 pour déterminer les zones voisines. HH (*High-High*) : la valeur observée de la variable est élevée dans la zone et dans les zones voisines ; LL (*Low-Low*) : la valeur est faible dans la zone et dans les zones voisines ; LH (*Low-High*) : la valeur est faible dans la zone mais est élevée dans les zones voisines ; HL (*High-Low*) : la valeur est élevée dans la zone mais est faible dans les zones voisines. Les statistiques LISA sont significatives à 5 %.

Source : Insee-CLAP (2009)

En raison de leur constitution par des pôles commerciaux aux emplois majoritairement tertiaires, nous décidons de ne pas retenir les zones d'Orvault et de Vertou. De la même façon, le quartier de la Jonelière est abandonné : l'université de Nantes y est l'employeur quasi-exclusif. Finalement, seules les zones d'activités d'Atlantis à l'ouest et de Sainte-Luce-Carquefou à l'est du pôle urbain conjuguent la présence d'employeurs en nombre suffisant

avec une structure véritablement diversifiée des emplois offerts.

Comme le centre historique principal, ces deux centres d'emplois secondaires se situent au nord de la Loire. Cette particularité induit une ségrégation spatiale des 1 146 maisons en Sud-Loire. Les deux centres secondaires sont par ailleurs situés juste au-delà du périphérique, qui leur assure une desserte routière de bonne qualité.

Pour chaque observation, nous avons ensuite calculé la distance au plus proche centre secondaire en mobilisant trois techniques distinctes : distance minimale au plus proche accès du centre, distance moyenne à l'ensemble des accès de la zone et distance au centre de la zone. Les distances calculées sont euclidiennes pour les maisons du nord de la Loire. En revanche, compte tenu du nombre limité de franchissements de la Loire pour les biens situés au sud, les distances ont été « brisées » pour ce sous-échantillon, par addition de trois distances euclidiennes : distance entre le point de transaction et l'entrée du pont le plus proche, longueur du pont, distance entre la sortie du pont et chacun des centres secondaires.

### 2.5. LES CARACTÉRISTIQUES DE QUALITÉ ENVIRONNEMENTALE

Élaborées par nos partenaires du projet Eval-PDU, les variables de qualité environnementale sont constituées : d'une part, par les niveaux de bruit moyens et maximaux, routiers ou ferroviaires, sur une période diurne, nocturne ou sur 24 heures ; et d'autre part, par les concentrations moyennes et maximales en neuf polluants atmosphériques majoritairement associés au trafic routier : ozone, dioxyde de soufre, dioxyde et oxyde d'azote, particules 2,5 et 10 microns, benzène, composés organiques volatils, monoxyde de carbone. Nous n'avons à notre disposition que les concentrations pour l'année 2002, auxquelles nous avons également rattaché les transactions de 2006 et 2008.

## 3. LE MODÈLE HÉDONIQUE SPATIAL

### 3.1. LE MODÈLE DE PRIX HÉDONIQUES STANDARD

L'estimation économétrique du modèle de prix hédoniques vise à évaluer les effets marginaux sur le prix au mètre carré des gains d'accessibilité induits, de façon directe, par l'attraction du ou des centres d'emplois et de façon indirecte, par les réseaux de transport collectif ou individuels routiers. Nous retenons une forme fonctionnelle logarithmique, courante dans les études hédoniques (BUREAU, GLACHANT, 2010 ; GASCHET, POUYANNE, 2011), préconisée par une transformation préalable de Box-Cox.

$$\ln(p) = \beta_0 + \sum_{i=1}^I \beta_i \ln(x_i) + \sum_{j=1}^J \beta_j z_j + \sum_{i=1}^{I'} \sum_{j=1}^{J'} \beta_{ij} \ln(x_i) z_j + \epsilon \quad (1)$$

$p$  est le prix au mètre carré en euros constants,  $x_i$  les  $I$  variables explicatives continues,  $z_j$  les  $J$  variables explicatives discrètes,  $\ln(x_i)z_j$  les variables d'interaction ( $I' < I$  et  $J' < J$ ) et  $\varepsilon$  le terme d'erreur. Les variables explicatives ont des effets propres sur le prix, saisis par la valeur des coefficients  $\beta_i$  et  $\beta_j$  ; certaines d'entre elles ont également des effets d'interaction, saisis par les coefficients  $\beta_{ij} (i \neq j)$ .

### 3.2. LE MODÈLE HÉDONIQUE SPATIAL

L'estimation par les prix hédoniques recourt fréquemment aux méthodes de l'économétrie spatiale sur données SIG (Système d'Information Géographique) (ANSELIN, 1988 ; JAYET, 2001 ; LE GALLO, 2002). Dans ce cadre, nous testons l'hypothèse de dépendance spatiale, qui signifie que la structure de la matrice de corrélation entre des observations situées en des localisations différentes est déterminée par la position relative de ces observations dans l'espace géographique, ou en d'autres termes que les valeurs observées à un endroit dépendent de celles prises ailleurs.

La méthode consiste à estimer un modèle complet par les moindres carrés ordinaires (MCO) avant de rechercher des effets géographiques sous la forme de dépendance spatiale, comme préconisé par exemple par JAYET (1993). Pour déceler une éventuelle autocorrélation spatiale des résidus, nous avons conduit un test de MORAN à partir du modèle MCO.

Les modèles économétriques aptes à tenir compte de deux formes spécifiques d'autocorrélation spatiale (LE GALLO, 2002) sont le modèle à autocorrélation spatiale des erreurs (*Spatial Error Model* ou *SEM*) et le modèle autorégressif spatial (*Spatial Autoregressive Model* ou *SAR*).

Le modèle *SEM* prend la forme suivante :

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (2a)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u \quad (2b)$$

$y$  est la variable à expliquer,  $X$  est la matrice des variables exogènes,  $\beta$  le vecteur des coefficients de la régression et  $\varepsilon$  un terme d'erreur.  $W$  définit une matrice de voisinage tenant compte de l'intensité de la dépendance spatiale entre des observations voisines prises deux à deux, et que nous spécifions ci-dessous. Dans le modèle *SEM*, la dépendance spatiale entre les résidus de l'équation (2a) est évaluée selon un processus autorégressif sur les erreurs par le coefficient d'autocorrélation spatiale  $\lambda$  de l'équation (2b),  $u$  étant un second terme d'erreur tel que  $u \sim N(0, \sigma^2 I)$ .

Le modèle *SAR* s'écrit :

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

$W$  tient ici compte de l'intensité de la dépendance spatiale entre des observations voisines de la variable à expliquer  $y$ .  $\rho$  est le paramètre spatial

autorégressif indiquant l'intensité de l'interaction existant entre observations voisines de  $y$ . Pour révéler l'autocorrélation spatiale sous l'une de ses deux formes, nous avons défini une matrice de distance  $W$  indicée  $w_{ij}$ , carrée, de diagonale zéro et d'ordre 2 850 correspondant au nombre d'observations de l'échantillon après traitement des *outliers* (correction de la distribution non normale des résidus). Nous avons pondéré la relation entre deux observations  $i$  et  $j$  comme suit :

$$w_{ij} = e^{-d_{ij}} \quad i, j \in \{1, \dots, 2850\} \quad (4)$$

$d_{ij}$  est la distance euclidienne, exprimée en mètres, entre deux observations  $i$  et  $j$ .

Dans le cas où le test du multiplicateur de LAGRANGE indique l'existence de l'une ou l'autre des formes de dépendance spatiale, CORRADO et FINGLETON (2011) et ELHORST (2010) recommandent également d'estimer un modèle de DURBIN spatial (*Spatial Durbin Model* ou *SDM*). Techniquement, ce modèle peut être développé à partir d'un modèle *SEM* ou *SAR* par l'ajout de contraintes additionnelles sur les paramètres. Le modèle peut être spécifié de la manière suivante :

$$y = \rho W y + X \beta_0 + \rho W X \beta_1 + \epsilon \quad (5)$$

Les paramètres sont les mêmes que ceux définis pour les précédents modèles. Le modèle *SDM* inclut donc une variable spatialement décalée de la variable à expliquer, ainsi que les variables spatialement décalées de toutes les variables explicatives. La première est incluse afin de capturer les effets décrits pour le modèle *SAR*. Les secondes sont ajoutées afin de prendre en compte le fait que les caractéristiques des maisons voisines peuvent avoir une influence sur le prix de chacune des maisons de l'échantillon. De cette manière, le modèle de DURBIN spatial incorpore ces effets de « *spillover* » qui autrement seraient laissés dans les résidus. Cette spécification permet ainsi de limiter le biais qui pourrait être dû à des variables omises spatialement autocorrélées (LESAGE, PACE, 2009).

## 4. LES RÉSULTATS DES MODÈLES SPATIAUX

### 4.1. RÉSULTATS D'ENSEMBLE

#### 4.1.1. Les modèles SEM et SDM

Nous avons conduit une estimation par le maximum de vraisemblance (JAYET, 1993), puis conduit le test du rapport de vraisemblance. Le modèle à erreur spatiale (*SEM*) a révélé une autocorrélation spatiale du paramètre  $\lambda$  dans le terme d'erreur, significative au seuil de 5 %. Bien que l'ampleur soit très faible, cela démontre qu'il existe un processus de diffusion spatiale positive entre les prix des différents biens immobiliers de notre échantillon. Pour

obtenir de tels résultats, il n'a pas été nécessaire d'introduire de distances seuil dans la matrice de distance<sup>8</sup>. La présence d'autocorrélation spatiale dans le terme d'erreur peut révéler une spécification incomplète du modèle : la dépendance spatiale se situe alors dans une ou plusieurs variables pertinentes omises (LE GALLO, 2002). La valeur modérée du coefficient de détermination  $R^2$  (52 %), semble plaider en faveur d'une telle hypothèse. Nous complétons l'analyse avec un modèle *SDM* (Tableau 2).

Tableau 2 : Résultats de l'estimation pour le logarithme du prix au m<sup>2</sup> des maisons

Variables	MCO	SEM	SDM	
			X	WX
Constante	9,783***	9,770***	9,711***	
<b>Caractéristiques intrinsèques</b>				
log(surface habitable en m <sup>2</sup> )	-0,326***	-0,326***	-0,329***	0,004
log(surface de terrain en m <sup>2</sup> )	0,125***	0,125***	0,126***	-0,0001
0 parking (réf. 1 ou plus)	-0,075***	-0,074***	-0,076***	-0,004
Construction avant 1947	-0,120***	-0,120***	-0,123***	0,002**
Construction 1948-1969	-0,155***	-0,155***	-0,158***	0,001
Construction 1970-1980	-0,117***	-0,117***	-0,118***	0,001
Construction 1981-1991	-0,088***	-0,088***	-0,088***	0,001
Construction après 1992	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Nb. de niveaux dans la maison	0,011*	0,011*	0,012**	0,002
2 salles de bains ou plus	0,056***	0,056***	0,055***	-0,001
0 ou 1 salle de bains	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<b>Localisation et accessibilité</b>				
log(distance au centre principal en m)	-0,174***	-0,172***	-0,175***	0,0001
log(distance au centre secondaire le + proche en m)	-0,035***	-0,034***	-0,028***	0,0001
Présence d'une porte de périphérique à - de 1000 m	-0,045***	-0,046***	-0,044***	-0,003**
Présence d'un échangeur à moins de 1000 m	-0,034**	-0,033**	-0,033**	0,004*
Présence d'un arrêt de tram à moins de 350 m (biens intra-boulevards uniquement)	0,045**	0,045**	0,035*	0,001
Présence d'une halte-ferroviaire à moins de 1000 m	-0,013	-0,013	-0,010	0,001
log(distance au plus proche pôle commercial en m)	-0,028***	-0,027***	-0,027***	0,001
log(distance à l'aéroport en m)	0,078***	0,078***	0,081***	-0,001
<b>Variables contextuelles</b>				
Année de transaction 2002	-0,285***	-0,285***	-0,284***	0,0001
Année de transaction 2006	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Année de transaction 2008	-0,062***	-0,062***	-0,063***	0,001
Hausse mensuelle du prix du gazole > ou = à 3%	0,243*	0,241*	0,228	-0,029
Hausse mensuelle du prix du gazole > ou = à 3% * log(distance au centre principal)	-0,031*	-0,030*	-0,029*	0,003
Localisation dans une ZUS	-0,075***	-0,075***	-0,077***	0,006
Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS	-0,057***	-0,057***	-0,055***	-0,001
Localisation dans un CUCS	-0,040**	-0,040**	-0,040**	-0,003
Part des occupants de 5 ans et + dans l'IRIS	-0,001**	-0,001**	-0,001**	-0,001
<b>Qualité environnementale</b>				
Bruit moyen sur 24 heures (dBA)	-0,001**	-0,001**	-0,001**	0,001
Rho			-0,003**	
Lambda		0,002**		
R <sup>2</sup>	0,522			
LR Test		4,211**	6,163**	
Log de vraisemblance		1 111,757	1 126,905	
Observations	2 850	2 850	2 850	

\*\*\* Significatif à 1 %, \*\* Significatif à 5 %, \* Significatif à 10 %

<sup>8</sup> Une distance seuil est telle que si la distance qui sépare deux observations se situe au-delà, elle est forcée à zéro dans la matrice de voisinage : on considère l'absence de dépendance spatiale *a priori*.

Nous présentons par ailleurs en Annexe 1 plusieurs modèles testant des variables qui ne ressortent pas significativement, mais dont les résultats MCO ne sont pas très éloignés du modèle retenu ( $R^2$ ,  $AIC$ )<sup>9</sup>.

L'interprétation des coefficients dans les modèles comprenant une variable spatialement décalée est problématique. Dans ce type de cas, les coefficients ne peuvent plus être interprétés comme des effets marginaux et leur amplitude ne peut pas être comparée aux estimations issues du modèle simple estimé par les MCO et du modèle *SEM* (LeSAGE, PACE, 2009). Concrètement, la présence de ce décalage spatial fait qu'un changement dans l'une des variables explicatives n'affecte pas seulement la variable à expliquer pour une observation, mais aussi la valeur de cette variable pour les autres observations, qui peut aussi influencer d'autres observations. En d'autres termes, les coefficients nécessitent une interprétation spéciale en raison de boucles de rétroaction et d'une influence possible sur toutes les autres observations de l'échantillon.

Afin d'interpréter avec précision les coefficients du modèle *SDM*, les effets directs, indirects et totaux sont calculés selon une méthodologie proposée par LeSAGE et PACE (2009). L'*effet direct* intervient quand un changement pour une variable explicative donnée d'une observation cause un changement dans la variable à expliquer de la même observation. L'*effet indirect* intervient lorsque le changement pour une variable explicative d'une observation donnée a une influence sur les variables à expliquer des autres observations par des effets de débordement. L'addition de ces deux effets est l'*effet total*. Ces effets sont calculés pour chacune des variables de notre modèle (Tableau 3).

Pour le modèle *SDM*, il est préférable de se référer directement aux coefficients des effets directs, indirects et totaux. Globalement, l'*effet direct* et l'*effet total* calculés pour le modèle de DURBIN spatial sont relativement proches de ceux obtenus par la méthode des MCO ou avec le modèle *SEM*. Les résultats observés pour les caractéristiques intrinsèques de la maison, l'information relative à la localisation et l'accessibilité ou les variables contextuelles sont confirmés par cette dernière estimation.

Cependant, nous observons quand même des différences entre les coefficients des paramètres estimés par le modèle MCO ou *SEM* et les effets directs. Cela s'explique notamment par le fait que les coefficients obtenus avec les deux premières méthodes sont vraisemblablement biaisés. En d'autres termes, les deux premières méthodes semblent sous-estimer chacun des coefficients de nos variables explicatives (de l'ordre de 20 %). Quelle

---

<sup>9</sup> Ces variables sont respectivement : le logarithme du revenu médian dans l'IRIS, la concentration annuelle maximale en benzène, la variable d'interaction proximité au périphérique/maison située en Sud-Loire, la variable d'interaction proximité à un échangeur/maison située hors-périphérique, la variable d'interaction proximité au bus/maison située à l'intérieur des boulevards, la variable d'interaction proximité au bus/maison située hors-périphérique.



que soit la variable, l'*effet total* est toujours inférieur à l'*effet direct*. Cela peut être lié au fait que l'*effet direct* n'incorpore pas les effets de débordement qui peuvent se manifester. Dans ce modèle, la valeur pour le paramètre  $\rho$  qui est négative témoigne d'une forme d'autocorrélation spatiale négative. Bien que cette valeur soit également faible, elle peut expliquer cette influence négative des caractéristiques des observations voisines qui vient *in fine* atténuer les effets observés. Ce constat est notamment validé par les coefficients des paramètres obtenus pour les variables spatialement décalées ( $WX$ ), puisque l'on retrouve systématiquement un signe opposé à celui obtenu pour le paramètre de la variable initiale.

Tableau 3 : Effet total, direct et indirect pour le modèle SDM

Variables	Effet total	Effet direct	Effet indirect
<b>Caractéristiques intrinsèques</b>			
log(surface habitable en m <sup>2</sup> )	-0,329	-0,397	0,068
log(surface de terrain en m <sup>2</sup> )	0,126	0,151	-0,026
0 parking (réf. 1 ou plus)	-0,076	-0,092	0,016
Construction avant 1947	-0,123	-0,149	0,026
Construction 1948-1969	-0,158	-0,191	0,033
Construction 1970-1980	-0,118	-0,142	0,024
Construction 1981-1991	-0,088	-0,106	0,018
Nb. de niveaux dans la maison	0,012	0,014	-0,002
2 salles de bains ou plus	0,055	0,066	-0,011
<b>Localisation et accessibilité</b>			
log(distance au centre principal en m)	-0,175	-0,211	0,036
log(distance au centre secondaire le + proche en m)	-0,028	-0,034	0,006
Présence d'une porte de périphérie à moins de 1000 m	-0,044	-0,053	0,009
Présence d'un échangeur à moins de 1000 m	-0,033	-0,040	0,007
Présence d'un arrêt de tram à moins de 350 m (biens intra-boulevards uniquement)	0,035	0,042	-0,007
Présence d'une halte-ferroviaire à moins de 1000 m	-0,010	-0,011	0,002
log(distance au plus proche pôle commercial en m)	-0,027	-0,033	0,006
log(distance à l'aéroport en m)	0,081	0,098	-0,017
<b>Variables contextuelles</b>			
Année de transaction 2002	-0,284	-0,342	0,058
Année de transaction 2008	-0,063	-0,076	0,013
Hausse mensuelle du prix du gazole > ou = à 3%	0,228	0,275	-0,047
Hausse mensuelle du prix du gazole > ou = à 3% *	-0,029	-0,035	0,006
log(distance au centre principal)			
Localisation dans une ZUS	-0,077	-0,092	0,016
Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS	-0,055	-0,067	0,012
Localisation dans un CUCS	-0,040	-0,048	0,008
Part des occupants de 5 ans et + dans l'IRIS	-0,0009	-0,001	0,0001
<b>Qualité environnementale</b>			
Bruit moyen sur 24 heures (dBA)	-0,0007	-0,001	0,0003

#### 4.1.2. Précautions méthodologiques

Il est fréquent dans les études hédoniques que certaines variables explicatives présentent un biais d'endogénéité dû au choix simultané par le ménage de différents attributs (CAVAILHÈS, 2005). C'est notamment le cas de la surface habitable et du prix. Une telle simultanéité constitue un type de difficulté nécessitant le recours à des variables instrumentales. Parmi ces instruments,

on trouve des caractéristiques de localisation qui, n'étant pas choisies par le ménage, ne présentent pas de risque d'endogénéité : superficie de la commune, nombre d'emplois... Les caractéristiques de l'acquéreur (revenu, catégorie socio-professionnelle) peuvent constituer une autre source d'endogénéité (BONO et al., 2007 ; GASCHET, POUYANNE, 2011). C'est pourquoi nous avons indiqué n'incorporer aucune de ces variables.

Afin de rejeter le caractère endogène de notre variable explicative « logarithme de la surface en m<sup>2</sup> », nous utilisons une variante du test de HAUSMAN (1978). Pour ce test, nous avons besoin d'une ou plusieurs variables instrumentales. Nous avons retenu la surface en m<sup>2</sup> de l'IRIS dans lequel est localisée la maison. Nous pensons que la surface de l'IRIS peut avoir une influence sur la surface de la maison, mais qu'elle ne doit pas influencer directement le prix du bien immobilier. Les résultats du test mené donnent une statistique égale à 0,032 et une p-valeur de 0,859. Cette valeur étant bien au-dessus du seuil de 10 %, cela signifie que l'on accepte l'hypothèse nulle ; ceci est un indice de la potentielle exogénéité de cette variable.

Nous avons contrôlé la multicollinéarité des variables aux corrélations partielles limitées, mais qui apparaissent corrélées avec beaucoup d'autres. Dans cette catégorie entre la distance au centre principal, pour laquelle la statistique du facteur d'inflation de la variance (FIV) indique une valeur raisonnable de 2,65. Nous avons corrigé la non-normalité de la distribution des résidus par une procédure d'*inner fence* conduisant à supprimer 3 % des observations aux extrémités de l'échantillon. Enfin, l'hétéroscédasticité a été traitée par une correction de WHITE.

Nous avons enfin vérifié que les résultats obtenus pour nos estimations résistaient à une autre définition de notre matrice de voisinage. En particulier, nous avons mobilisé une fonction décroissante de la distance très fréquemment mobilisée en économétrie spatiale qui est la fonction de distance inverse. Cette fonction donne des résultats très proches de ceux que l'on obtient avec notre fonction exponentielle inverse (Annexe 2).

## 4.2. GAINS D'ACCESSIBILITÉ

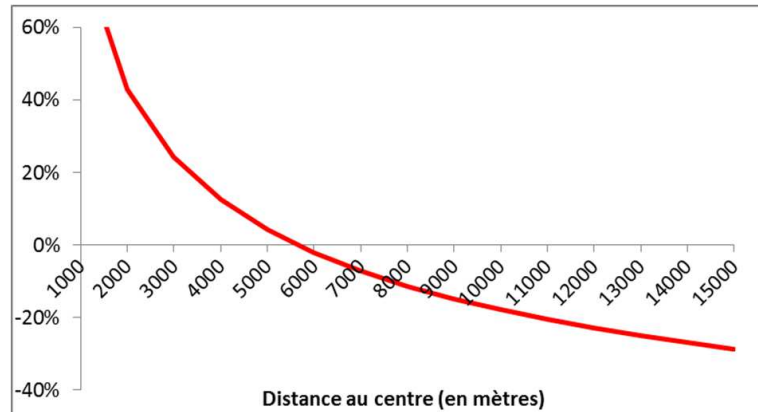
### 4.2.1. Nantes, ville polycentrique ?

En conformité avec la littérature théorique sur la formation de la rente foncière (FUJITA, 1989), nous montrons que le prix au mètre carré diminue avec la distance au centre principal, mettant en évidence un premier *effet-centralité* (Figure 3).

Le prix au mètre carré a été estimé au point moyen de l'échantillon (5,6 km du centre), puis nous avons fait varier la distance au centre principal de 1 à 15 kilomètres, en mesurant à chaque fois l'écart de prix obtenu par rapport au point moyen. Nous mettons ainsi en évidence une relation décroissante

entre distance au centre et prix, que l'on retrouve aussi dans les études hédoniques de SAULNIER (2004) sur Grenoble, CAVAILHÈS (2005) sur les 287 pôles urbains étudiés, BAUDRY et al. (2009) sur Rennes, et BUREAU et GLACHANT (2010) sur Paris. La convexité dans la relation décroissante peut s'expliquer par une attraction de plus en forte du centre principal à mesure que l'on s'en approche. Elle peut également l'être par une atténuation de la relation décroissante quand on s'en éloigne, en raison du relais pris par l'attraction du centre secondaire le plus proche.

Figure 3 : Surcote ou décote par rapport au prix estimé au point moyen, en fonction de la distance au centre principal



Nous mettons en avant ce second *effet-centralité*. Un éloignement du plus proche centre secondaire exerce également une influence négative sur le prix des maisons<sup>10</sup>. On retrouve par exemple une attractivité simultanée du centre principal et du plus proche centre secondaire à Bordeaux (GASCHET, POUYANNE, 2011). La mesure des influences respectives de l'éloignement du centre principal et du plus proche centre secondaire tempère toutefois le caractère polycentrique de l'agglomération nantaise : si les deux variables sont significatives au seuil de 1 %, un éloignement de 100 mètres du centre principal contribue à une baisse du prix au mètre carré de 0,60 % au point moyen, contre environ douze fois moins pour un éloignement de la même distance au plus proche centre secondaire<sup>11</sup> (-0,05 %) (Figure 4).

#### 4.2.2. La capitalisation limitée des gains d'accessibilité par les transports collectifs

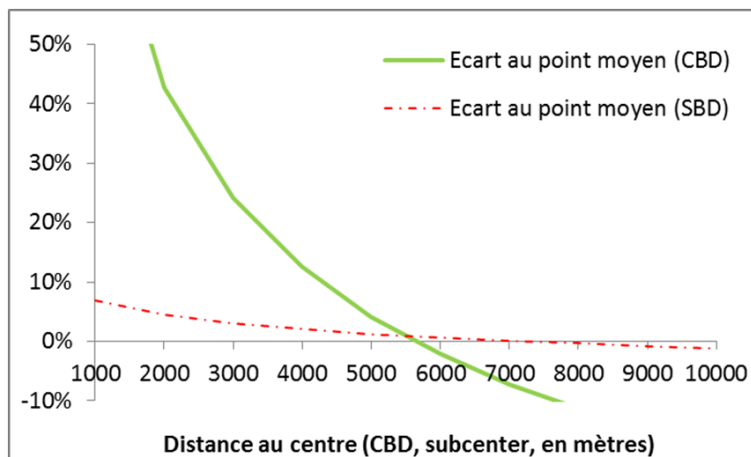
L'attractivité significative des centres d'emplois (principal et secondaires)

<sup>10</sup> Nous retenons la distance moyenne à l'ensemble des accès de chaque zone, les deux constructions alternatives introduites plus haut n'entraînant pas de résultat significatif.

<sup>11</sup> Il ne ressort par ailleurs aucune hétérogénéité de comportement entre les acquéreurs de maisons situées au nord ou au sud de la Loire. La situation par rapport au périphérique n'apparaît pas non plus discriminante.

est révélée par deux *effets-centralité*. La proximité des transports collectifs ou du réseau routier constitue une deuxième source potentielle de gains d'accessibilité, que nous qualifions d'*effets-accessibilité*.

Figure 4 : Surcote ou décote par rapport au prix estimé au point moyen, résultant de l'éloignement respectif du centre principal et du plus proche centre secondaire



L'accessibilité aux transports collectifs urbains ou non urbains comme premier *effet-accessibilité* ne constitue pas, de manière générale, une source de plus-value pour les maisons. Concernant les réseaux de transport collectif urbain, il apparaît délicat de montrer l'influence de la proximité à un arrêt de tramway. Pour cela, nous devons nous limiter au sous-échantillon de maisons situées à l'intérieur des boulevards du XIX<sup>e</sup> siècle (287 observations), soit les quartiers les plus centraux de Nantes. La variable est discrétisée. Le seuil de 350 mètres (4 à 5 minutes de marche) fait alors valoir un gain d'accessibilité significatif pour les 77 transactions concernées. Les deux autres sous-échantillons révèlent au contraire un effet de nuisance. Peut-être est-ce la contrepartie de difficultés de circulation ou de stationnement attendues à proximité d'un arrêt de tramway.

Le deuxième réseau de transport collectif urbain, de qualité moindre en termes de fréquence, de régularité et d'amplitude, mais bénéficiant d'une meilleure desserte, ne révèle pas de gains d'accessibilité : globalement, la proximité à un arrêt de bus n'est pas significative, sauf éventuellement pour les sous-échantillons les plus centraux ou les plus excentrés<sup>12</sup> (Annexe 1). Pour des ménages souvent constitués de familles avec enfants, le choix modal en faveur de la voiture individuelle apparaît plus compétitif tant en termes de temps de déplacement que de coût.

<sup>12</sup> Pour la proximité à un arrêt de bus, des rayons de 50 à 750 mètres ont été testés, par pas de 50 mètres.

Pour l'accessibilité aux transports collectifs non-urbains enfin, le résultat qui émerge est globalement proche. Une halte-ferroviaire à proximité de la maison ne produit aucune capitalisation immobilière. Les rayons testés vont de 500 à 6 000 mètres, par pas de 250 mètres jusqu'à 2 000 mètres, et par pas de 500 mètres ensuite. Le seuil de 1 000 mètres (12 à 15 minutes à pied) présente un coefficient négatif, sans atteindre toutefois le seuil de significativité à 10 % ; il ne permet pas de mettre en évidence de gains d'accessibilité pour les acquéreurs de maisons (ni à l'inverse de nuisance).

La comparaison de ces résultats avec d'autres travaux empiriques est délicate, tant les conclusions apparaissent contrastées. La diversité des soldes nets entre aménités et nuisances (positifs ou négatifs) est soulignée par BOWES et IHLANFELDT (2001) dans les études américaines. Les effets de l'accessibilité aux transports collectifs, urbains ou non urbains, apparaissent variables selon l'étude et le contexte. Ainsi, si la proximité d'une gare SNCF augmente les prix immobiliers à Paris, la proximité d'une station de métro les diminue (BUREAU, GLACHANT, 2010). NGUYEN-LUONG et BOUCQ (2011) montrent également une décote de 5 % des appartements parisiens situés à moins de 200 mètres de la ligne 3 de tramway.

Quelles conclusions tirer d'un premier *effet-accessibilité* aussi limité pour le renouvellement des politiques de déplacements ? Faut-il continuer à accroître l'offre de transport collectif, à un coût par passager élevé si la fréquentation n'augmente pas ? Pour renforcer l'avantage comparatif des transports collectifs, le régulateur local pourra être tenté de passer d'une politique incitative à une politique plus contraignante agissant sur le coût d'usage de la voiture individuelle. C'est la raison pour laquelle nous évaluons à présent les gains d'accessibilité routière susceptibles d'asseoir une telle démarche.

#### 4.2.3. Gains d'accessibilité routière ou effet de nuisance des infrastructures ?

Le second *effet-accessibilité* attendu, censé se traduire par une capitalisation immobilière de la proximité aux principaux axes routiers, n'apparaît pas plus nettement dans le modèle. Nous incorporons deux variables d'accessibilité routière : d'une part, la distance à la plus proche porte du périphérique; et d'autre part, la distance au plus proche échangeur. Nous avons défini des variables indicatrices en testant différents seuils de distance<sup>13</sup>.

Ni le périphérique nantais, censé desservir les centres d'emplois secondaires, ni les grands axes radiaux structurants convergeant vers le centre principal de l'agglomération ne se traduisent par une valorisation immobilière. Au contraire, quels que soient les seuils testés, la proximité d'une porte de périphérique ou d'un échangeur constitue une nuisance. Suivant cette logique, nous

<sup>13</sup> Les seuils testés vont de 750 à 7 500 mètres, par pas de 250 mètres jusqu'à 2 000 mètres, puis de 500 mètres au-delà.

avons préféré retenir des seuils courts pour ces deux variables, de 1 000 mètres de rayon autour de la maison. Dans ces espaces, les désagréments paysagers causés par les bâtiments industriels et commerciaux fréquemment rencontrés autour des nœuds routiers peuvent constituer une nuisance aux yeux des acquéreurs<sup>14</sup>.

Ces deux derniers groupes de résultats peuvent s'interpréter de deux manières : soit les gains permis par la proximité aux transports collectifs ou aux voies routières rapides ne sont pas valorisés parce qu'à l'échelle du pôle urbain, l'accessibilité serait en voie d'homogénéisation et jugée satisfaisante en tout point : c'est la position tenue par GASCHET et LACOUR (2002). Dans cette situation, les limites d'une politique d'offre de déplacements sont clairement atteintes, tout au moins à l'échelle spatiale étudiée ; soit la politique de l'offre globale en infrastructures de transport de la collectivité est jugée insuffisamment attractive parce que trop déconnectée des lieux d'habitat. Une politique préalable de maîtrise des consommations foncières en vue de densifier autour du ou des centres d'emplois existants s'avérerait alors plus adaptée.

#### 4.3. L'EFFET D'UN CHOC SUR LE PRIX DES CARBURANTS

L'absence relevée de gains d'accessibilité routière résulte-t-elle d'un coût trop bas des carburants, notamment en milieu urbain où les distances parcourues restent limitées ? Afin de tester plus avant la présence d'*effets-accessibilité*, nous introduisons une variable supplémentaire comme *proxy* des coûts de déplacements automobiles : le prix des carburants, à laquelle nous appliquons un choc exogène.

Le gazole est identifié comme carburant le plus consommé par les ménages français pour leurs déplacements : 77 % du total en 2007 (source : UFIP). Nous avons incorporé la variable « prix du gazole » en différence pour atténuer la corrélation avec l'année de transaction. Pour cette même raison, l'évolution retenue pour le prix est celle du septième mois avant la vente, soit la période moyenne où les acquéreurs s'engagent par la signature du compromis de vente de la maison.

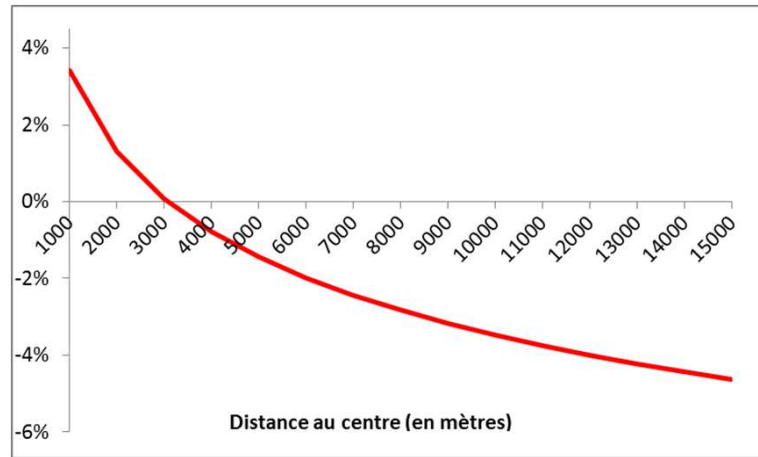
Des variations à court terme du prix du gazole, et par extension du coût des déplacements automobiles, se révèlent en capacité de modifier sensiblement les choix de localisation des acquéreurs de maisons. Cet arbitrage se manifeste par une préférence marquée pour le centre principal en cas de forte hausse du prix du gazole sur une période courte (3 % ou plus en hausse mensuelle)<sup>15</sup>. Une telle préférence s'atténue toutefois au fur et à mesure

<sup>14</sup> L'impact d'un fort trafic routier sur les niveaux de bruit et de pollution est contrôlé séparément par deux variables testées tenant spécifiquement compte de ces nuisances.

<sup>15</sup> Les seuils de 2,5 et même de 2 % fournissent des modèles de qualité économétrique comparable (statistiques de l'AIC proches).

qu'on s'éloigne du centre, comme le montre la Figure 5.

Figure 5 : Surcote ou décote due à une hausse mensuelle du prix du gazole  $\geq 3\%$  (en %, par rapport à la valeur si hausse mensuelle  $< 3\%$  ou baisse)



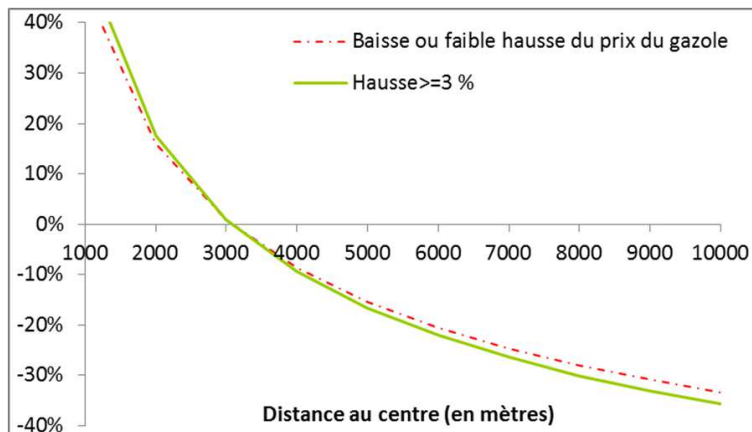
Ainsi, une maison située à 1 kilomètre du centre principal verrait son prix augmenter de 3,4 % en cas de hausse du gazole supérieure ou égale à 3 % sept mois avant l'acquisition, par rapport à une situation où cette hausse serait modérée, ou si le prix du carburant baissait. Cet avantage est marquant jusqu'à une distance d'un peu plus de 3 kilomètres, au-delà de laquelle l'effet s'inverse : une maison plus excentrée verrait son prix baisser par rapport à une situation sans forte hausse du gazole. Pour une maison à 15 kilomètres du centre principal, cette baisse attendrait 4,6 % par rapport à la situation de référence.

La superposition des Figures 4 et 5 met en avant l'ampleur de l'effet d'une variation des coûts de déplacement sur le gradient de prix des maisons échangées (Figure 6). Nous obtenons une validation empirique du modèle ALONSO-MILLS-MUTH (FUJITA, 1989). En cas de hausse du coût unitaire de déplacement, la pression sur la contrainte budgétaire du ménage l'incite à limiter les distances : la demande de sol à proximité du centre principal augmente, tirant les prix fonciers et immobiliers à la hausse ; la situation s'inverse au-delà d'une distance seuil. La relation théorique s'approche ici par deux gradients de prix immobiliers rendant compte d'un tel comportement, celui correspondant à la hausse du prix du gazole de 3 % et plus présentant la pente la plus forte. L'intersection des gradients de prix se retrouve à la distance seuil mise en avant dans la Figure 5, située à un peu plus de 3 kilomètres du centre principal.

Une augmentation suffisante des coûts de déplacement, par exemple sous la forme d'un péage urbain, apparaîtrait donc en capacité de conduire à de nouveaux arbitrages de localisation par les ménages, indépendamment de leurs choix modaux. Hors de toute considération sur l'offre en réseaux de

transport, c'est finalement l'*effet-centralité* exercé par le centre principal qui se trouve amplifié.

Figure 6 : Surcote ou décote des maisons en fonction de la distance au centre principal, avec et sans hausse mensuelle du gazole supérieure ou égale à 3 %



#### 4.4. LA CAPITALISATION D'UNE BONNE QUALITÉ ENVIRONNEMENTALE

Les caractéristiques environnementales constituent le dernier bloc de variables potentiellement sources de valorisation immobilière. Le report modal de la voiture individuelle vers les transports collectifs et les modes doux se traduirait par une moindre exposition sonore et une meilleure qualité de l'air, reflétant un accroissement du bien-être des habitants.

Le niveau de bruit moyen autour de la parcelle déprécie significativement les maisons, bien que le coefficient apparaisse très faible : la baisse de prix associée à un décibel supplémentaire ne dépasse pas 0,23 %. Ce chiffre est dans la fourchette basse de la littérature répertoriée par BOITEUX (2001).

Nous avons comparé les résultats obtenus à partir de plusieurs polluants atmosphériques : les composés organiques volatils, le monoxyde de carbone et le benzène. Ils se révèlent très corrélés positivement entre eux, et individuellement avec la distance au centre principal<sup>16</sup>. Pour en tenir compte, nous avons défini des variables indicatrices « seuil de concentration » en chacun de ces polluants. Le benzène en concentration moyenne annuelle a finalement fourni les meilleurs résultats économétriques ( $R^2$ , statistique de l'AIC, facteur d'inflation de la variance). Nous n'avons cependant pas réussi à mettre en évidence de résultat significatif quant au rôle de ce polluant dans la capitalisation immobilière des maisons (Annexe 1).

<sup>16</sup> Seul l'ozone présente une corrélation négative avec la distance au centre, qui apparaît trop élevée pour conserver la variable dans le modèle.



Dans les études hédoniques, les variables de qualité environnementale jouent souvent des rôles ambigus. Concernant la qualité de l'air aux États-Unis, HANNA (2007) montre, dans six États de la Nouvelle-Angleterre, l'influence néfaste sur les prix immobiliers d'une somme pondérée d'émissions industrielles toxiques. DECKER et alii (2005) mettent en évidence l'impact négatif, dans le Nebraska, d'une forte concentration en polluants réglementés. Ces mêmes polluants se révèlent pourtant, pour l'État du Massachusetts, non significatifs (BUI, MAYER, 2003). Les résultats sont encore moins tranchés pour des polluants isolés. Ainsi, KIM et al. (2003) montrent que si la concentration en SO<sub>2</sub> provoque bien une moins-value immobilière pour les maisons de Séoul, ce n'est pas le cas des NO<sub>x</sub>. La fragilité du lien entre pollution et prix est généralisée par CAVAILHÈS (2005), qui révèle une influence réduite, voire nulle, de la pollution sur les loyers dans les 287 pôles urbains étudiés. MASLIANSKAIA-PAUTREL (2009) relève finalement que l'impact négatif de la pollution atmosphérique sur le prix des logements se montre d'autant plus fort que cette dernière s'avère perceptible, soit en raison de fortes odeurs ou fumées, soit parce que la population en est informée.

Dans notre étude, le benzène, pourtant pourvu d'une odeur caractéristique, ne se révèle pas significatif. À Nantes, les objectifs de qualité pour le benzène (2 µg.m<sup>-3</sup>) sont toujours dépassés. L'examen des statistiques descriptives d'exposition aux concentrations de benzène fournit les valeurs moyennes, en 2002, de 0,23 µg.m<sup>-3</sup> pour les maisons, une valeur dix fois moindre que l'objectif de qualité. Le contexte local très favorable semble expliquer pourquoi les acquéreurs de maisons ne semblent pas trouver de véritable enjeu dans une réduction de la concentration en ce polluant. La cible des politiques de déplacements à Nantes, indépendamment de toute autre considération, ne semble donc pas devoir se situer prioritairement sur les questions de pollution locale.

## 5. CONCLUSION

La question de la forme urbaine et de l'attraction des centralités conditionne le design des nouvelles politiques de déplacements. Une ville polycentrique étalée, aux couples origine-destination multiples, s'appuiera plus difficilement qu'une ville monocentrique compacte sur un réseau de transport collectif efficace. Dans un tel contexte, les interrogations du régulateur local sur la mise en place d'un péage urbain destiné à renforcer l'avantage compétitif des transports collectifs face à la voiture individuelle apparaissent légitimes. Cette légitimité est d'autant plus avérée que le contexte législatif est désormais favorable à ce type de réflexion dans les grands pôles, où la maturité des politiques se traduit souvent par une stagnation de la part modale des réseaux collectifs.

Le contexte géographique local reste cependant déterminant. Ainsi à Nantes,

la réponse à apporter au renouvellement de la politique de déplacements est loin d'être évidente. La raison en est que nous avons estimé pour l'agglomération une forme multicentrique, qui capitalise des gains d'accessibilité vers trois centralités distinctes. Et même si nous vérifions que l'attractivité des centres secondaires apparaît bien moindre que celle du centre historique principal, les acquéreurs de maisons se montrent, conformément à notre hypothèse de départ, généralement peu sensibles à la proximité des réseaux de bus, tramway ou TER.

Il ne faudrait pourtant pas en déduire que la voiture individuelle est systématiquement préférée pour les déplacements urbains à Nantes, la proximité des voies routières structurantes n'apportant pas plus que les transports collectifs l'*effet-accessibilité* escompté. En revanche, le basculement de l'incitation à la contrainte par une action sur le coût du carburant provoquerait de manière très nette, par amplification de l'attractivité exercée par le centre principal, une plus forte demande de centralité favorable à une ville plus dense, elle-même garante d'un meilleur accès à l'ensemble des services. Une politique locale d'accompagnement et de soutien de cette intensification foncière, couplée à une taxe environnementale de type péage urbain, pourrait donc précéder, en-dehors de toute autre considération, le renforcement d'une offre en transport collectif de nouvelle génération alimentée par le produit de la taxe. La présence révélée de deux centralités secondaires, dont nous avons souligné l'attractivité limitée mais significative, requiert cependant une étude précautionneuse des modalités d'application du péage (MUN et al., 2003).

Dans tous les cas, le régulateur local gagnera à mettre en avant les gains d'accessibilité obtenus plutôt qu'une amélioration du bien-être : si une réduction du bruit promue par une politique de déplacements est susceptible de valorisation immobilière à Nantes, ce n'est pas le cas d'une meilleure qualité de l'air ; satisfaisante par défaut, elle n'est pas recherchée par les acquéreurs de maisons. Ce contre-résultat ne préjuge en rien des conclusions qui pourraient être tirées dans des contextes géographiques moins favorables, ou sur d'autres segments de biens : ainsi, les appartements échangés aux mêmes périodes sur un territoire identique capitalisent bien une meilleure qualité de l'air (BRÉCARD et al., 2013). Par ailleurs, la ville densifiée suscite, entre autres avantages, des émissions de gaz à effet de serre moindres compatibles, par exemple, avec les objectifs des Plans Climat-Energie Territoriaux.

Les suites à apporter à ce travail sont multiples. Une analyse plus fine de l'hétérogénéité des qualités de service de bus, emmenés depuis octobre 2012 par huit nouvelles lignes « Chronobus », pourrait relativiser les résultats obtenus sur l'attractivité limitée des transports collectifs urbains à Nantes. En outre, une analyse de l'échantillon des maisons à l'échelle spatiale plus large de l'aire urbaine (114 communes) pourrait révéler des gains d'accessibilité significatifs, notamment pour la proximité au réseau TER.

**REMERCIEMENTS**

Cette étude a été financée par l'Agence Nationale de la Recherche (programme villes durables ANR-08 VILL-0005) dans le cadre du projet « Évaluation des impacts environnementaux de différents scénarios de PDU et de leurs conséquences socio-économiques à Nantes Métropole » (Eval-PDU). Nous remercions Patrice MESTAYER et Bernard BOURGES pour la coordination du projet et Dorothee BRÉCARD, Julie BULTEAU, Marc BAUDRY et Yannick LE PEN pour leur contribution aux premières phases de cette étude. Nous remercions séparément Christophe BATARDY et Bernard FRITSCH pour l'élaboration de plusieurs variables de localisation et d'accessibilité.

**BIBLIOGRAPHIE**

ALONSO W. (1964) **Location and land use. Toward a general theory of land rent.** Cambridge, Harvard University Press.

ANDERSON S., DE PALMA A., THISSE J.-F. (1992) **Discrete Choice Theory of Product Differentiation.** Cambridge, MIT Press.

ANSELIN L. (1988) **Spatial econometrics: methods and models.** Boston, Kluwer Academics.

ANSELIN L. (1995) Local indicators of spatial association - LISA. **Geographical Analysis**, Vol. 27, pp. 93-115.

ANSELIN L. (1996) **The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association.** London, Taylor and Francis.

BAUMONT C., ERTUR C., LE GALLO J. (2004) Spatial Analysis of Employment and Population Density: The Case of the Agglomeration of Dijon 1999. **Geographical Analysis**, Vol. 36, n° 2, pp. 146-176.

BECKERICH C. (2001) **Biens publics et valeurs immobilières.** Lavoisier.

BOITEUX M. (2001) **Transports : choix des investissements et coût des nuisances. Rapport du Commissariat Général au Plan.** La Documentation Française.

BONO P.H., GRAVEL N., TRANNOY A. (2007) L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais. **Économie publique**, Vol. 1, n° 20, pp. 3-38.

BOUCQ E., PAPON F. (2008) Assessment of the real estate benefits due to accessibility gains brought by a transport project: the impacts of a light rail infrastructure improvement in the Hauts-de-Seine département. **European Transport/ Trasporti Europei**, n° 40, pp. 51-58.

BOWES D. R., IHLANFELDT K. R. (2001) Identifying the Impacts of Rail Transit Stations on Residential Property Values. **Journal of Urban Economics**, Vol. 50, n° 1, pp. 1-25.

BRÉCARD D., FRITSCH B., LE BOENNEC R. (2013) **Plans de déplacements urbains et capitalisation immobilière : le cas des appartements de l'agglomération nantaise**. Document de travail (<http://hal.archives-ouvertes.fr/hal-00781966>).

BROWNSTONE D., GOLOB T.F. (2009) The impact of residential density on vehicle usage and energy consumption. **Journal of Urban Economics**, Vol. 65, n° 1, pp. 91-98.

BUI L.M.T., MAYER C.J. (2003) Regulation and Capitalization of Environmental Amenities: Evidence from the Toxic Release Inventory in Massachusetts. **The Review of Economics and Statistics**, Vol. 85, n° 3, pp. 693-708.

BUREAU B., GLACHANT M. (2010) Evaluation de l'impact des politiques de Quartiers verts et Quartiers tranquilles sur les prix de l'immobilier à Paris. **Économie et prévision**, n° 192, pp. 27-44.

CAVAILHÈS J. (2005) Le prix des attributs du logement. **Économie et Statistique**, n° 381-382, pp. 91-123.

CORRADO L., FINGLETON B. (2011) **Where is the economics in spatial econometrics**. SERC Discussion Paper 71.

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**, Vol. 36, n° 1, pp. 113-133.

DEYMIER G., GASCHET F., POUYANNE G. (2013) Formes urbaines et coûts de la mobilité : une approche à partir du compte déplacement territorialisé de l'agglomération bordelaise. **les Cahiers Scientifiques du Transport**, n° 64, pp. 61-90.

ELHORST J.P. (2010) Applied spatial econometrics: raising the bar. **Spatial Economic Analysis**, Vol. 5, n° 1, pp. 9-28.

FRITSCH B. (2007) Tramway et prix des logements à Nantes. **L'Espace géographique**, Vol. 36, n° 2, pp. 97-113.

FUJITA M. (1989) **Urban Economic Theory: Land Use and City Size**. Cambridge, Cambridge University Press.

GAIGNÉ C., RIOU S., THISSE J.-F. (2012) Are compact cities environmentally friendly? **Journal of Urban Economics**, Vol. 72, n° 2, pp. 123-136.

GASCHET F., POUYANNE G. (2011) Nouvelles centralités et valeurs immobilières : vers un découplage des centralités résidentielles et économiques ? **Revue d'Économie Régionale et Urbaine**, n° 3, pp. 499-525.

GASCHET F., LACOUR C. (2002) Métropolisation, centre et centralité. **Revue d'Économie Régionale et Urbaine**, n° 1, pp. 49-72.

GIULIANO G., REDFEARN C., AGARWAL A., HE S. (2012) Network Accessibility and Employment Centres. **Urban Studies**, Vol. 49, n° 1, pp. 77-95.

GIULIANO G., SMALL K.A. (1991) Subcenters in the Los Angeles region. **Regional Science and Urban Economics**, Vol. 21, n° 2, pp. 163-182.

HANNA B.G. (2007) House values, incomes, and industrial pollution. **Journal of Environmental Economics and Management**, Vol. 54, n° 1, pp. 100-112.

HAUSMAN J.A. (1978) Specification tests in econometrics. **Econometrica**, Vol. 46, n° 3, pp. 1251-1271.

HENDERSON J.V. (1974) The Sizes and Types of Cities. **The American Economic Review**, Vol. 64, n° 4, pp. 640-656.

HUBERT J.-P. (2009) Dans les grandes agglomérations, la mobilité quotidienne des habitants diminue, et elle augmente ailleurs. **Insee Première**, n° 1252, 4 p.

JAYET H. (1993) **Analyse spatiale quantitative**. Paris, Economica.

JAYET H. (2001) Économétrie et données spatiales : une introduction à la pratique. **Cahiers d'économie et sociologie rurales**, n° 58-59, pp. 105-129.

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**, Vol. 45, n° 1, pp. 24-39.

LE BOENNEC R. (2014) Externalités de pollution versus économies d'agglomération : le péage urbain, un instrument environnemental adapté ? **Revue d'Économie Régionale et Urbaine**, n° 1, pp. 3-31.

LE GALLO J. (2002) Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. **Économie et prévision**, n° 155, pp. 139-157.

LESAGE J.P., PACE R.K. (2009) **Introduction to Spatial Econometrics**. Taylor & Francis.

MASLIANSKAIA-PAUTREL M. (2009) La valorisation de la qualité de l'air par l'approche hédonique : une revue de littérature. **Revue Française d'Économie**, Vol. 23, n° 3, pp. 109-160.

McMILLEN D.P., McDONALD J.F. (1998) Suburban Subcenters and Employment Density in Metropolitan Chicago. **Journal of Urban Economics**, Vol. 43, n° 2, pp. 157-180.

MUN S., KONISHI K., YOSHIKAWA K. (2003) Optimal cordon pricing. **Journal of Urban Economics**, Vol. 54, n° 1, pp. 21-38.

MUNIZ I., GARCIA-LOPEZ M.A., GALINDO A. (2008) The Effect of Employment Sub-centres on Population Density in Barcelona. **Urban Studies**, Vol. 45, n° 3, pp. 627-649.

NGUYEN-LUONG D., BOUCQ E. (2011) **Évaluation de l'impact du T3 sur les prix de l'immobilier résidentiel**. Rapport IAU-IFSTTAR pour le Ministère de l'Environnement et du Développement Durable, des Transports et du Logement (MEDDTL).

OGAWA H., FUJITA M. (1980) Equilibrium land use pattern in a non mono-centric city. **Journal of Regional Science**, Vol. 20, n° 4, pp. 455-475.

POUYANNE G. (2004) Des avantages comparatifs de la ville compacte à l'interaction forme urbaine-mobilité. Méthodologie et premiers résultats. **les Cahiers Scientifiques du Transport**, n° 45, pp. 49-82.

RIGUELLE F., THOMAS I., VERHETSEL A. (2007) Measuring urban polycentrism: a European case study and its implications. **Journal of Economic Geography**, Vol. 7, n° 2, pp. 193-215.

ROSEN S. (1974) Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. **Journal of Political Economy**, Vol. 82, n° 1, pp. 34-55.

SARI F. (2011) Expliquer les déplacements domicile-travail en Île-de-France : le rôle de la structure urbaine et des caractéristiques socio-économiques. **les Cahiers Scientifiques du Transport**, n° 60, pp.123-156.

SAULNIER J. (2004) Une application des prix hédonistes : influence de la qualité de l'air sur le prix des logements ? **Revue d'économie politique**, Vol. 114, n° 5, pp. 613-636.

SHEARMUR R., COFFEY W., DUBÉ C., BARBONNE R. (2007) Intrametropolitan Employment Structure: Polycentricity, Scatteration, Dispersal and Chaos in Toronto, Montreal and Vancouver, 1996-2001. **Urban Studies**, Vol. 44, n° 9, pp. 1713-1738.

TACHFINE Y., RHELLOU A. (2012) Transport en commun et valorisation immobilière : application au cas de l'agglomération de Fès. **les Cahiers Scientifiques du Transport**, n° 62, pp. 85-110.

VERHOEF E.T. (1997) The economics of regulating road transport. **Transportation Research Board**.

VERHOEF E.T., NIKAMP P. (2004) Spatial externalities and the urban economy. In **Urban Dynamics And Growth: Advances In Urban Economics**, pp. 87-120.

WATKINS A.R. (2009) The Dynamics of Urban Economies: Melbourne 1971 to 2006. **Urban Studies**, Vol. 46, n° 8, pp. 1553-1576.

## ANNEXE 1

TABLEAU A1 - MODÈLES MCO ALTERNATIFS AU MODÈLE DE RÉFÉRENCE (1/2)

Variable ajoutée	Contextuelle		Qualité env.
	Réf. (MCO)	log(revenu médian dans l'IRIS)	Concentration en benzène
Constante	9,783***	10,043***	9,804***
<b>Caractéristiques intrinsèques</b>			
log(surface habitable en m <sup>2</sup> )	-0,326***	-0,326***	-0,326***
log(surface de terrain en m <sup>2</sup> )	0,125***	0,125***	0,125***
0 parking (réf. 1 ou plus)	-0,075***	-0,075***	-0,075***
Construction avant 1947	-0,120***	-0,121***	-0,121***
Construction 1948-1969	-0,155***	-0,155***	-0,155***
Construction 1970-1980	-0,117***	-0,117***	-0,117***
Construction 1981-1991	-0,088***	-0,088***	-0,088***
Construction après 1992	Réf.	Réf.	Réf.
Nb. de niveaux dans la maison	0,011*	0,011*	0,011*
2 salles de bains ou plus	0,056***	0,056***	0,056***
0 ou 1 salle de bains	Réf.	Réf.	Réf.
<b>Localisation et accessibilité</b>			
log(distance au centre principal en m)	-0,174***	-0,174***	-0,175***
log(distance au centre secondaire le plus proche en m)	-0,035***	-0,034***	-0,036***
Présence d'une porte de périphérique à moins de 1000 m	-0,045***	-0,047***	-0,045***
<b>Proximité au périphérique*Maison en Sud-Loire</b>			
Présence d'un échangeur à moins de 1000 m	-0,034**	-0,032**	-0,034**
<b>Proximité à un échangeur*Maison hors-périphérique</b>			
Présence d'un arrêt de tram à moins de 350 m (biens intra-boulevards uniquement)	0,045**	0,046**	0,045**
<b>Proximité au bus*Maison à l'intérieur des boulevards</b>			
<b>Proximité au bus*Maison hors-périphérique</b>			
Présence d'une halte-ferroviaire à moins de 1000 m	-0,013	-0,014	-0,013
log(distance au plus proche pôle commercial en m)	-0,028***	-0,027***	-0,028***
log(distance à l'aéroport en m)	0,078***	0,080***	0,078***
<b>Variables contextuelles</b>			
Année de transaction 2002	-0,285***	-0,290***	-0,285***
Année de transaction 2006	Réf.	Réf.	Réf.
Année de transaction 2008	-0,062***	-0,063***	-0,063***
Hausse mensuelle du prix du gazole > ou = à 3%	0,243*	0,251*	0,251*
Hausse mensuelle du prix du gazole > ou = à 3% *	-0,031*	-0,032*	-0,032*
log(distance au centre principal)			
Localisation dans une ZUS	-0,075***	-0,085***	-0,075***
Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS	-0,057***	-0,062***	-0,057***
Localisation dans un CUCS	-0,040**	-0,044**	-0,040**
Part des occupants de 5 ans et + dans l'IRIS	-0,001**	-0,001**	-0,001**
log(revenu médian dans l'IRIS)		<b>-0,030*</b>	
<b>Qualité environnementale</b>			
Bruit moyen sur 24 heures (dBA)	-0,001**	-0,001**	-0,001**
Concentration en benzène			<b>-0,006</b>
R <sup>2</sup>	0,522	0,527	0,526
Observations	2 850	2 850	2850

\*\*\* Significatif à 1 %, \*\* Significatif à 5 %, \* Significatif à 10 %, (-) Non significatif

TABLEAU A1 - MODÈLES MCO ALTERNATIFS AU MODÈLE DE RÉFÉRENCE (MAISONS, 2/2)

Variable ajoutée	Prox. périph.*Maison Sud-Loire	Prox. échang.*Maison hors-périph.	Prox. bus* Maison intra-boulevards	Prox. bus* Maison hors-périph.
Constante	9,783***	9,781***	9,567***	9,844***
<b>Caractéristiques intrinsèques</b>				
log(surface habitable en m <sup>2</sup> )	-0,326***	-0,326***	-0,335***	-0,326***
log(surface de terrain en m <sup>2</sup> )	0,125***	0,125***	0,126***	0,127***
0 parking (réf. 1 ou plus)	-0,076***	-0,075***	-0,082***	-0,073***
Construction avant 1947	-0,121***	-0,120***	-0,135***	-0,118***
Construction 1948-1969	-0,154***	-0,154***	-0,158***	-0,152***
Construction 1970-1980	-0,119***	-0,117***	-0,120***	-0,114***
Construction 1981-1991	-0,088***	-0,088***	-0,090***	-0,088***
Construction après 1992	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Nb. de niveaux dans la maison	0,011*	0,011*	0,010*	0,011*
2 salles de bains ou plus	0,056***	0,056***	0,056***	0,055***
0 ou 1 salle de bains	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<b>Localisation et accessibilité</b>				
log(distance au centre principal en m)	-0,175***	-0,174***	-0,149***	-0,192***
log(distance au centre secondaire le + proche en m)	-0,033***	-0,034***	-0,035***	-0,031***
Présence d'une porte de périphérique à moins de 1000 m		-0,046***	-0,041***	-0,043***
<b>Proximité au périphérique*Maison en Sud-Loire</b>	<b>-0,067***</b>			
Présence d'un échangeur à moins de 1000 m	-0,037**		-0,041***	-0,039***
<b>Proximité à un échangeur*Maison hors-périphérique</b>		<b>-0,030**</b>		
Présence d'un arrêt de tram à moins de 350 m (biens intra-boulevards uniquement)	0,043**	0,045**	-0,018	0,040*
<b>Proximité au bus*Maison à l'intérieur des boulevards</b>			<b>0,116***</b>	
<b>Proximité au bus*Maison hors-périphérique</b>				<b>0,030***</b>
Présence d'une halte-ferroviaire à moins de 1000 m	-0,010	-0,012	-0,013	-0,014
log(distance au plus proche pôle commercial en m)	-0,026***	-0,027***	-0,026***	-0,027***
log(distance à l'aéroport en m)	0,077***	0,077***	0,077***	0,081***
<b>Variables contextuelles</b>				
Année de transaction 2002	-0,285***	-0,284***	-0,283***	-0,285***
Année de transaction 2006	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Année de transaction 2008	-0,062***	-0,061***	-0,061***	-0,062***
Hausse mensuelle du prix du gazole > ou = à 3%	0,241*	0,243*	0,303**	0,226*
Hausse mensuelle du prix du gazole > ou = à 3% *	-0,030*	-0,031*	-0,038**	-0,028*
log(distance au centre principal)				
Localisation dans une ZUS	-0,083***	-0,074***	-0,054***	-0,067***
Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS	-0,061***	-0,056***	-0,037**	-0,049***
Localisation dans un CUCS	-0,043**	-0,040**	-0,024**	-0,040**
Part des occupants de 5 ans et + dans l'IRIS	-0,001**	-0,001**	-0,001*	-0,001**
<b>log(revenu médian dans l'IRIS)</b>				
<b>Qualité environnementale</b>				
Bruit moyen sur 24 heures (dBA)	-0,001**	-0,001**	-0,001**	-0,001**
<b>Concentration en benzène</b>				
R <sup>2</sup>	0,527	0,526	0,536	0,528
Observations	2 850	2 850	2 850	2 850

\*\*\* Significatif à 1 %, \*\* Significatif à 5 %, \* Significatif à 10 %, (-) Non significatif



## ANNEXE 2

Tableau A2 : Résultats de l'estimation SEM avec une autre définition de la matrice de voisinage : fonction de distance inverse

Variables	SEM
Constante	9,755***
<b>Caractéristiques intrinsèques</b>	
log(surface habitable en m <sup>2</sup> )	-0,327***
log(surface de terrain en m <sup>2</sup> )	0,125***
0 parking (réf. 1 ou plus)	-0,076***
Construction avant 1947	-0,122***
Construction 1948-1969	-0,157***
Construction 1970-1980	-0,118***
Construction 1981-1991	-0,089***
Construction après 1992	Réf.
Nb. de niveaux dans la maison	0,011*
2 salles de bains ou plus	0,055***
0 ou 1 salle de bains	Réf.
<b>Localisation et accessibilité</b>	
log(distance au centre principal en m)	-0,174***
log(distance au centre secondaire le plus proche en m)	-0,034***
Présence d'une porte de périphérique à moins de 1000 m	-0,043***
Présence d'un échangeur à moins de 1000 m	-0,012**
Présence d'un arrêt de tram à moins de 350 m (biens intra-boulevards uniquement)	0,043**
Présence d'une halte-ferroviaire à moins de 1000 m	-0,012
log(distance au plus proche pôle commercial en m)	-0,027***
log(distance à l'aéroport en m)	0,079***
<b>Variables contextuelles</b>	
Année de transaction 2002	-0,284***
Année de transaction 2006	Réf.
Année de transaction 2008	-0,062***
Hausse mensuelle du prix du gazole > ou = à 3%	0,248*
Hausse mensuelle du prix du gazole > ou = à 3% *	-0,031*
log(distance au centre principal)	
Localisation dans une ZUS	-0,077***
Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS	-0,056***
Localisation dans un CUCS	-0,040**
Part des occupants de 5 ans et + dans l'IRIS	-0,001**
<b>Qualité environnementale</b>	
Bruit moyen sur 24 heures (dBA)	-0,001**
Lambda	0,852**
Log de vraisemblance	1 252,129
Observations	2 850