HAL
open science

Nouvelles centralités, choix modal et politiques de déplacements " 2.0 ": Le cas Nantais

Rémy Le Boennec

To cite this version:

Rémy Le Boennec. Nouvelles centralités, choix modal et politiques de déplacements " 2.0 ": Le cas Nantais. 2014. hal-00958700

HAL Id: hal-00958700

https://hal.science/hal-00958700v1

Preprint submitted on 13 Mar 2014

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.

Document de Travail
Working Paper

Lemna

EA 4272

Nouvelles centralités, choix modal et politiques de déplacements « 2.0 » : Le cas Nantais

Rémi Le Boennec*

2014/11

(*) LEMNA - Université de Nantes

INSTITUT d'ECONOMIE et de MANAGEMENT de NANTES - IAE

Laboratoire d'Economie et de Management Nantes-Atlantique
Université de Nantes
Chemin de la Censive du Tertre – BP 52231
44322 Nantes cedex 3 – France
www.univ-nantes.fr/iemn-iae/recherche
Tél. +33 (0)2 40 14 17 17 – Fax +33 (0)2 40 14 17 49

UNIVERSITÉ DE NANTES

NOUVELLES CENTRALITÉS, CHOIX MODAL ET POLITIQUES DE DÉPLACEMENTS « 2.0 » : LE CAS NANTAIS[1]

REMY LE BOENNEC

LEMNA, UNIVERSITE DE NANTES

1. INTRODUCTION

La question de l'impact de la forme urbaine sur le choix du mode de transport est récurrente (POUYANNE, 2004; DEYMIER et alii, 2013). A 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 alii, 2012). Cependant, la recherche par le régulateur d'une ville compacte, densifiée autour du ou des centres révélés, continue d'alimenter 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 le transport collectif et les modes doux. A cet effet, les PDU ont initié

[1] Cette étude a été financée par l'Agence Nationale de la Recherche (programme villes durables ANR-08 VILL-0005) dans le cadre du projet « Evaluation 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 Dorothée 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.

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, pour une *« génération 2.0 »* plus efficace.

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 590 000 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) des emplois. Nous évaluons cette sensibilité par les gains d'accessibilité capitalisés dans le prix des maisons[2]. Cette valorisation constitue ce que nous appellerons un *effet-accessibilité direct*.

Si des gains d'accessibilité peuvent ainsi être capitalisés par la proximité géographique directe au(x) centre(s), ils peuvent aussi l'être par la proximité aux réseaux de transport y conduisant. Nous faisons l'hypothèse que la nature de ces gains d'accessibilité indirects dépend de la forme urbaine estimée, les nouvelles centralités[3] 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 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, pollution 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

[2] 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.

[3] Par opposition au centre historique principal.

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 des emplois[4] (*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 des 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 alii, 1992).

La ville peut prendre autant de formes qu'il existe de territoires étudiés. De nombreuses applications américaines montrent empiriquement une dépendance aux centres des emplois secondaires : à Los Angeles (GIULIANO, SMALL, 1991; GIULIANO et alli, 2012), à Chicago (MCMILLEN, MCDONALD, 1998) et au Canada à Toronto, Montréal et Vancouver (SHEARMUR et alii, 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 alii, 2008) ; en Belgique, il est révélé dans plusieurs agglomérations une polycentricité limitée (RIGUELLE et alii, 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 alii, 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

[4] Nous emploierons indifféremment les expressions « centre », « centralité » et « centre des emplois ».

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 serré 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 dans les 24 communes 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'introduction 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 une *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 maison 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 d'accessibilité directs et indirects révélés par le modèle. Enfin, nous concluons.

2. LE TERRITOIRE D'ETUDE ET LA BASE DE DONNEES

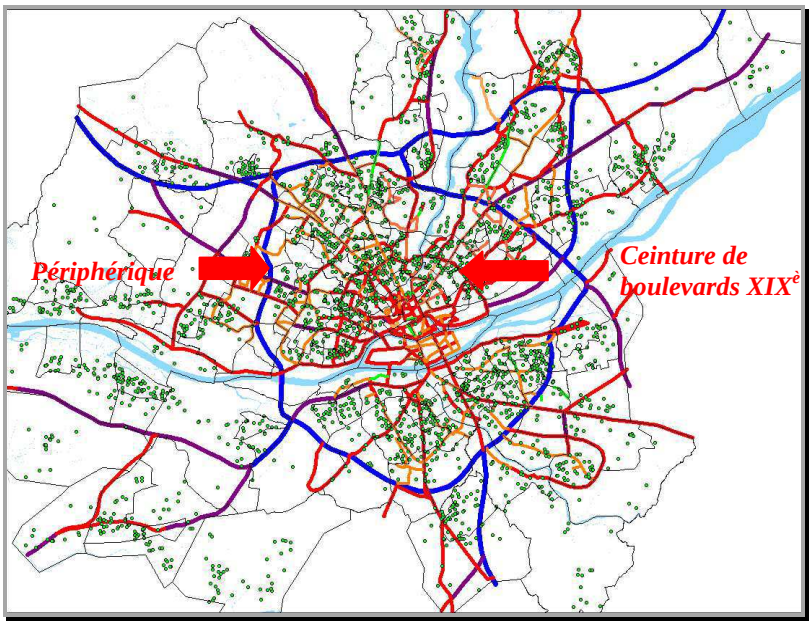
2.1. LE PÔLE URBAIN DE NANTES MÉTROPOLE

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^2 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. Elle compte près de 590 000 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 des 24 communes du pôle urbain (Figure 1) : 50 % des maisons vendues et achetées en 2002, 2006 ou 2008 sont localisées à l'intérieur du périphérique et 50 % au-delà.

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



Source : Eval-PDU

Pour les maisons échangées à l'intérieur du périphérique, environ 10 % sont localisées à l'intérieur de la ceinture de boulevards du XIXè siècle incluant l'Ile de Nantes. Un peu plus de 40 % sont situées entre la ceinture de boulevards et le périphérique. La distance moyenne au centre pour les maisons échangées s'établit à 6,5 kilomètres, une valeur assez proche du rayon décrit par le périphérique.

2.2. LE PRIX AU MÈTRE CARRÉ DES MAISONS ÉCHANGÉES COMME VARIABLE EXPLIQUÉE PAR LE MODÈLE

Les données utilisées mettent en relation le prix au mètre carré des maisons ayant fait l'objet d'une transaction à Nantes Métropole en 2002, 2006 ou 2008 avec leurs caractéristiques intrinsèques et extrinsèques : variables d'accessibilité, de contexte ou de voisinage, et de qualité environnementale. Après nettoyage des données, nous nous limitons à l'étude de 2970 transactions. Le prix moyen du mètre carré dans l'échantillon est de 1786 euros, pour une surface habitable de 113 m² sur un terrain de 658 m², cinq pièces et une place de parking. Les statistiques descriptives sont présentées dans le tableau 1.

Tableau 1 - Statistiques descriptives (sources : données Perval, INSEE, Eval-PDU)

Groupe	Variable	Min.	Moyenne	Max.	Ecart type
Caractéristiques intrinsèques	Surface habitable (m²)	32	113	650	42
	Surface de terrain (m²)	39	658	88 570	1890
	COPE='A', 'B' ou 'C'	-	0,190	-	0,392
	COPE='D'	-	0,200	-	0,400
	COPE='E'	-	0,209	-	0,406
	COPE='F'	-	0,219	-	0,413
	Nombre de niveaux	0	1,799	4	0,619
	Salles de bains='2 ou plus'	-	0,337	-	0,473
	NPA='0'	-	0,034	-	0,181
Variables contextuelles	Année de transaction=2002	-	0,344	-	0,475
	Année de transaction=2008	-	0,296	-	0,456
	GO_MENS<=3%	-	0,105	-	0,307
	ZUS	-	0,035	-	0,185
	CONTZUS	-	0,079	-	0,271
	CUCS	-	0,027	-	0,161
	TX65SUP	0	0,147	0,343	0,054
	TXSTABLES	0	0,649	0,956	0,114
Variables de localisation et d'accessibilité	Distance au centre principal (m)*	349	6 553	19 921	3 458
	Dist. plus proche *subcenter* (m)	1 545	9 158	29 806	6 255
	PERIPH<=1000m	-	0,090	-	0,286
	ECHANGEUR<=1000m	-	0,090	-	0,286
	TRAM_INTRABD<=350m	-	0,026	-	0,159
	GHF<=1000m	-	0,111	-	0,315
	Dist. plus proches commerces (m)	8	759	5 232	608
	Distance à l'aéroport (m)	832	9 608	23 667	3 878
Variable de qualité environnementale	Bruit moyen sur 24 heures (dBA)	1,26	48,14	76,45	11,79

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

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,

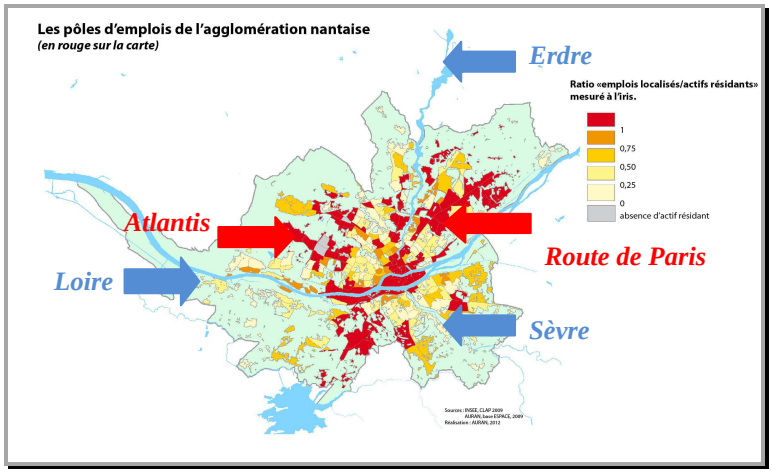
surface de terrain, période de construction (COPE), nombre de niveaux, de salles de bains, de parkings (NPA).

Les variables contextuelles sont essentiellement des données de voisinage issues de l'INSEE, renseignées par IRIS (Ilot Regroupé pour l'Information Statistique) : densité en appartements et en maisons, taux de chômage, revenu médian dans l'IRIS, parts dans la population des 65 ans et plus (TX65SUP), 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 (CONTZUS), existence d'un Contrat Urbain de Cohésion Sociale (CUCS), part des ménages occupant leur logement depuis plus de 5 ans (TXSTABLES). 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 prix et le prix du gazole (GO_MENS) comme variables de contexte complémentaires.

2.4. Les caractéristiques de localisation et d'accessibilité

Les caractéristiques 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 (GHF), transports collectifs urbains. Elles comprennent également la distance aux espaces verts et aux rives de cours d'eau (Loire, Erdre et Sèvre) comme aménités naturelles (Figure 2).

Figure 2 - Localisation des cours d'eau (en bleu) et des centres secondaires (en rouge)



Source : AURAN, 2012

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[5]. Concernant 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 d'accessibilité potentielles pour les acquéreurs des maisons les plus éloignées du pôle urbain (20 échangeurs).

Nous supposons que le choix modal de l'usager 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. C'est pourquoi nous avons testé deux *subcenters* comme nouvelles centralités nantaises : les zones d'activité d'Atlantis à l'Ouest du pôle urbain (Saint-Herblain) et de la Route de Paris à l'Est (Carquefou et Sainte-Luce-sur-Loire). Ces centres secondaires sont caractérisés par des ratios emplois/actifs résidants supérieurs à 1 (Figure 2). Comme le centre historique principal, ils se situent au nord de la Loire. Cette particularité induit une ségrégation spatiale des 1146 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.

Le repérage des centres des emplois secondaires pose des problèmes spécifiques que nous n'avons pas traités ici. Pour les identifier en toute rigueur, il aurait fallu procéder à l'identique de GASCHET et POUYANNE (2011). Les auteurs se sont attachés à reprendre la méthode de repérage exogène des centres des emplois proposée par GIULIANO et SMALL (1991). Par cette technique, un espace est repéré comme centre s'il est constitué d'une ou plusieurs entités contigües présentant une densité d'emplois supérieure à l'ensemble des unités voisines et à un seuil, et totalisant un nombre minimum d'emplois. Les auteurs identifient ainsi dans la Communauté Urbaine de Bordeaux cinq centres distincts, comptabilisant entre 5200 et 19 000 emplois. Pour notre part, nous avons agi de manière empirique en identifiant les deux *subcenters* nantais[6].

Pour chaque observation, nous avons 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,

[5] L'auteur remercie particulièrement Bernard Fritsch pour la construction de ces variables.

[6] Une zone étendue au sud-ouest du pôle urbain n'a pas été retenue : elle concerne l'emprise de l'aéroport, où l'absence d'habitations augmente artificiellement le ratio emplois/actifs résidants. Pour la même raison, nous n'avons pas retenu les bords de Loire à l'ouest de l'agglomération, des espaces souvent couverts de friches industrielles ou portuaires. En outre, leur configuration particulière, présentant des accès aux emplois nombreux et compliqués, fait que cet espace ne saurait être considéré comme un centre unique et spatialement homogène. Au nord de la ville, le long de l'Erdre, l'université tire le ratio emplois/actifs résidants vers le haut. En tant qu'employeur unique sur cette zone, nous n'identifions pas non plus l'université sur les bords de l'Erdre comme un centre secondaire. Enfin, le nord-ouest, le sud et le sud-est de la ville sont définis par la présence de pôles commerciaux aux emplois majoritairement tertiaires, dont le nombre et l'uniformité apparaissent trop restrictifs par rapport aux deux zones d'activité retenues.

par addition de distances euclidiennes : de la transaction vers le plus proche pont, puis du pont vers chacun des centres secondaires.

2.5. LES CARACTÉRISTIQUES DE QUALITÉ ENVIRONNEMENTALE

Les variables de qualité environnementale enfin, élaborées par nos partenaires du projet Eval-PDU, 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'avions à notre disposition que les concentrations pour l'année 2002, auxquelles nous avons également rattaché les transactions de 2006 et 2008.

3. LE MODELE HEDONIQUE 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 des 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.

$$\ln(p) = \beta_0 + \sum_{i=1}^{I} \beta_i \ln(x_i) + \sum_{i=1}^{I'} \alpha_i \left(\ln(x_i)\right)^2 + \sum_{j=1}^{J} \beta_j z_j + \sum_{i=1}^{I''} \sum_{j=1}^{J'} \alpha_{ij} \ln(x_i) z_j + \varepsilon \qquad (1)$$

p est le prix au mètre carré en euros constants, x_i les I variables explicatives continues, introduites soit en niveau uniquement, soit, pour révéler d'éventuelles non-linéarités, en niveau et au carré $(I' < I)$. z_j sont les J variables explicatives discrètes, $\ln(x_i) z_j$ les variables d'interaction ($I'' < I$ et $J' < J$) et ε le terme d'erreur. Les variables explicatives ont des effets propres sur le prix, saisis par la valeur des coefficients β_i, α_i, et β_j, ainsi que des effets d'interaction, saisis par les coefficients α_{ij} $(i \neq j)$.

3.2. L'ESTIMATION PAR UN MODÈLE À ERREUR SPATIALE (*SEM*)

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. Pour déceler une éventuelle autocorrélation spatiale des résidus, nous avons conduit un test de Moran à partir du modèle MCO validé.

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 :

$$y = X\beta + \varepsilon \tag{2a}$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \tag{2b}$$

y est la variable expliquée, X est la matrice des variables exogènes, β le vecteur des coefficients de la régression et ε 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 λ 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 :

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \tag{3}$$

W tient ici compte de l'intensité de la dépendance spatiale entre des observations voisines de la variable expliquée y. ρ 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 2851 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 :

$$w_{ij} = e^{-\alpha d_{ij}}, i, j \in \{1,...,2851\} \tag{4}$$

d_{ij} est la distance euclidienne, exprimée en mètres, entre deux observations i et j, α un paramètre de pondération de cette distance dont la valeur est fixée à l'unité.

4. LES RESULTATS DU MODELE A ERREUR SPATIALE (*SEM*)

4.1. RÉSULTATS D'ENSEMBLE

4.1.1. Le modèle SEM

Nous avons conduit des estimations par le maximum de vraisemblance à partir de plusieurs modèles MCO (JAYET, 1993), puis conduit les tests de rapport de vraisemblance appropriés. Quelle que soit la spécification par les moindres carrés ordinaires retenue, le modèle *SAR* n'a jamais fourni de résultats significatifs quant à la présence de dépendance spatiale entre observations voisines. En revanche, le modèle

SEM a révélé une autocorrélation spatiale significative dans le terme d'erreur. Pour obtenir de tels résultats, il n'a pas été nécessaire d'introduire de distances seuil dans la matrice de distance[7].

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 (53 %), semble plaider en faveur d'une telle hypothèse.

Nous présentons le modèle à erreur spatiale aux côtés de la spécification par les moindres carrés ordinaires. Nous y ajoutons *à titre indicatif* le modèle autorégressif spatial (Tableau 2). Les variables testées mais non significatives telles qu'introduites dans la section précédente ne sont pas incluses dans le résultat; toutefois nous en isolons plusieurs susceptibles d'infléchir l'interprétation économique pour les présenter en annexe 1[8]. Les effets marginaux de chaque variable explicative sur le prix au mètre carré au point moyen de l'échantillon, exprimés en euros et en pourcentage du prix, sont par ailleurs détaillés en annexe 2[9].

[7] 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*.

[8] Ces variables sont respectivement : le terme quadratique de la surface de terrain, entré en logarithme (LNST2), 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/ maisons située à l'intérieur des boulevards, la variable d'interaction proximité au bus/ maison située hors-périphérique. Toutes ces régressions fournissent des résultats MCO proches (R^2, *AIC*) mais échouent à révéler une dépendance spatiale dans l'échantillon (faibles valeurs de la statistique de Moran).

[9] La maison au point moyen de l'échantillon a une surface habitable de 107 m² sur un terrain de 448 m². Elle date d'après 1992, possède au moins un parking et a une salle de bain au plus. Située à 5,6 km du centre principal et à 7,2 km d'un accès au plus proche centre secondaire, elle ne bénéficie ni d'une porte de périphérique, ni d'un échangeur, ni d'une gare ou halte-ferroviaire dans un rayon de 1000 m. Elle n'est pas localisée intra-boulevards et ne dispose pas d'un arrêt de tramway dans un rayon de 350 m. Située à 590 m du plus proche pôle commercial et à 8,8 km de l'aéroport, elle a été l'objet d'une transaction en 2006, à une date où le prix du gazole sept mois avant la vente n'excédait pas 3 % en hausse mensuelle. Elle n'est pas située en ZUS ou en contigüité, ni en CUCS.

Tableau 2 - Résultats de l'estimation pour le logarithme du prix au m² des maisons

Variable explicative	Définition	MCO	*SEM*	*SAR*[##]
Caractéristiques intrinsèques				
Constante		10,7486***	10,7351***	12,9871***
LNSURF	log(surface habitable en m^2)	-0,7090***	-0,7034***	-0,7076***
LNSURF2	log(surface habitable en m^2) au carré	0,0416**	0,0411**	0,0415**
LNST	log(surface de terrain en m²)	0,1268***	0,1270***	0,1268***
NPA0	0 parkings (réf. 1 ou plus) [#]	-0,0738***	-0,0729***	-0,0732***
COPE_ABC	construction avant 1947[#] (réf. après 1992)	-0,1027***	-0,1020***	-0,1024***
COPED	construction 1948-1969[#] (réf. après 1992)	-0,1457***	-0,1459***	-0,1457***
COPEE	construction 1970-1980[#] (réf. après 1992)	-0,1116***	-0,1120***	-0,1116***
COPEF	construction 1981-1991[#] (réf. après 1992)	-0,0829***	-0,0830***	-0,0830***
NIVEAU	Nombre de niveaux dans la maison	0,0142**	0,0143**	0,0142**
SDB2	2 salles de bains ou plus[#] (réf. 0 ou 1)	0,0487***	0,0486***	0,0490***
Variables de localisation et d'accessibilité				
LNCENTRE_PRIN	log(distance au centre principal en m)	-0,1723***	-0,1721***	-0,1721***
LNCENTRE_SEC	log(distance au centre secondaire le plus proche en m)	-0,0391***	-0,0392***	-0,0392***
PERIPH	Présence d'une porte de périphérique à moins de 1000 m [#]	-0,0421***	-0,0423***	-0,0422***
ECHANGEUR	Présence d'un échangeur à moins de 1000 m [#]	-0,0298***	-0,0299***	-0,0299***
TRAM_INTRABD	Présence d'un arrêt de tram à moins de 350 m (biens intra-boulevards uniquement) [#]	0,0451**	0,0450**	0,0460**
GHF	Présence d'une halte-ferroviaire à moins de 1000 m [#]	-0,0161*	-0,0159*	-0,0160*
LNCOMM	log(distance au plus proche pôle commercial en mètres)	-0,0225***	-0,0222***	-0,0224***
LNAERO	log(distance à l'aéroport en mètres)	0,0671***	0,0665***	0,0668***
Variables contextuelles				
A02	Année de transaction 2002 [#] (réf. 2006)	-0,2824***	-0,2816***	-0,2821***
A08	Année de transaction 2008[#] (réf. 2006)	-0,0633***	-0,0632***	-0,0628***
GO_MENS	Hausse mensuelle du prix du gazole supérieure ou égale à 3 %#	0,2824*	0,2901**	0,2874**
GO_LNCENTRE	Hausse mensuelle du prix du gazole supérieure ou égale à 3 %*log(distance au centre principal)	-0,0354*	-0,0359**	-0,0356**
ZUS	Localisation dans une ZUS[#]	-0,0810***	-0,0811***	-0,0811***
CONTZUS	Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS[#]	-0,0575***	-0,0574***	-0,0575***
CUCS	Localisation dans un CUCS[#]	-0,0559***	-0,0572***	-0,0571***
TXSTABLES	Part des occupants de 5 ans et plus dans l'IRIS	-0,0009***	-0,0008***	-0,0009***
Variable de qualité environnementale				
BRUITMOYEN	Bruit moyen sur 24 heures (dBA)	-0,001***	-0,001***	-0,001***

[#] 1 si oui, 0 si non [##]Fourni à titre indicatif (test du rapport de vraisemblance non significatif)
*** Significatif à 1 %, ** Significatif à 5 %, * Significatif à 10 %

Nombre d'observations : 2 851 ; R^2 = 0,5336 ; R^2 ajusté = 0,5291

Nous validons un modèle MCO pour lequel la statistique centrée réduite du test de Moran présente une valeur de -1,37, relativement proche du seuil de significativité à 10 % (-1,65). La valeur négative indique qu'il y a suspicion d'autocorrélation spatiale négative entre observations (JAYET, 2001). Nous avons prolongé la spécification MCO en estimant le modèle *SEM* correspondant. Le test du rapport de vraisemblance rejette l'hypothèse de nullité du coefficient d'autocorrélation spatiale λ : la statistique de test du rapport de vraisemblance (3,1) se révèle supérieure au seuil de significativité à 10 % (2,71 pour un test du Khi-Deux à un degré de liberté). Le coefficient d'autocorrélation spatiale, d'une valeur de -0,5, apparaît donc significativement différent de zéro.

Cette valeur négative surprend : on s'attendait plutôt à une dépendance spatiale positive entre les termes d'erreur d'observations voisines. La forme de la dépendance spatiale dépend toutefois de la répartition des observations dans l'espace (JAYET, 1993). Une telle affirmation conduit à supposer à Nantes des espaces bâtis contigus hétérogènes. Des ségrégations spatiales s'illustrent alors par des *effets-frontière* caractérisés par des variables dont nous ne disposions pas. L'une de ces variables omises à l'origine d'une autocorrélation spatiale négative dans le terme d'erreur est par exemple la carte scolaire.

4.1.2. Précautions méthodologiques

Il est fréquent dans les études hédoniques que certaines explicatives présentent un biais d'endogénéité dû au choix simultané par le ménage de différents attributs (CAVAILHÈS, 2005). 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…Un test de Sargan permet d'examiner la validité de l'instrument. Confrontés à la difficulté d'identifier l'instrument pertinent, nous n'avons pas expérimenté cette technique. Nous décidons plutôt de ne pas intégrer une variable fortement suspectée d'endogénéité, le revenu médian dans l'IRIS. De même, les caractéristiques de l'acquéreur (revenu, CSP) peuvent constituer une autre source d'endogénéité (BONO et alii, 2007; GASCHET, POUYANNE, 2011). C'est pourquoi nous n'incorporons aucune de ces variables.

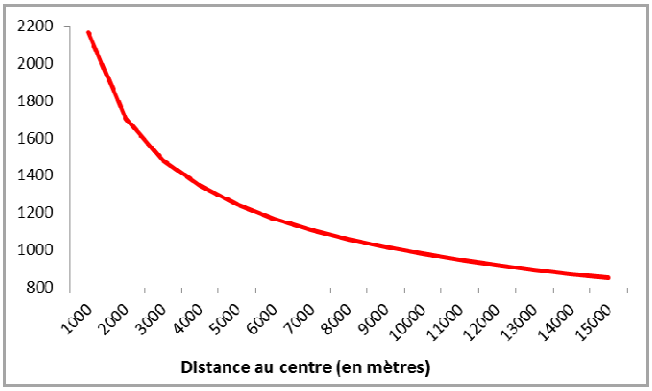
Nous avons contrôlé la multicolinéarité des variables aux corrélations partielles limitées, mais qui apparaissent corrélées avec beaucoup d'autres. Dans cette catégorie entre la distance au centre principal, pour laquelle la statistique du facteur d'inflation de la variance (FIV) indique une valeur raisonnable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

4.2. GAINS D'ACCESSIBILITÉ DIRECTS ET INDIRECTS

4.2.1. Nantes, ville polycentrique ?

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

Figure 3 - Prix au m² en euros estimé en fonction de la distance au centre principal



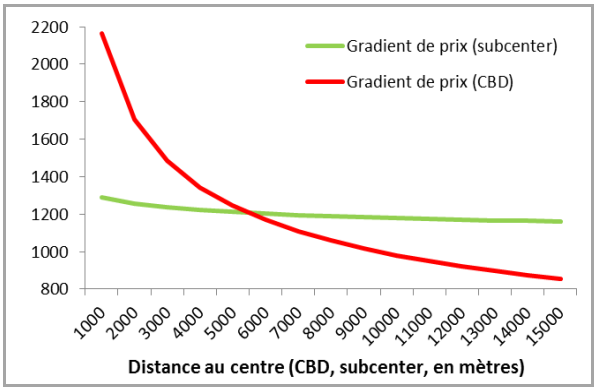
Le prix au mètre carré a été estimé au point moyen de l'échantillon, à l'exception de la distance au centre principal que l'on fait varier de 1 à 15 kilomètres. Une telle relation décroissante se retrouve dans les études hédoniques de SAULNIER (2004) sur Grenoble, CAVAILHÈS (2005) sur les 287 pôles urbains étudiés, FRITSCH (2007) sur Nantes, BAUDRY et alii (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.

Nous mettons en avant un second *effet-accessibilité direct*. Un éloignement du plus proche centre secondaire exerce également une influence négative sur le prix des maisons[10]. On retrouve par exemple une attractivité simultanée du centre principal et du plus proche centre secondaire à Bordeaux (GASCHET, POUYANNE, 2011). Un calcul des effets marginaux respectifs 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 %, contre environ douze fois moins pour un éloignement de la même distance au plus proche centre secondaire[11] (-0,05 %) (Figure 4).

[10] 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.

[11] Il ne ressort par ailleurs aucune hétérogénéité comportementale 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.

Figure 4 - Comparaison des gradients de prix immobiliers résultant de l'éloignement respectif du centre principal et du plus proche centre secondaire



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

L'attractivité significative des centres d'emplois est révélée par deux *effets-accessibilité directs*, c'est-à-dire que les gains d'accessibilité sont capitalisés dans le prix au mètre carré. La proximité des transports collectifs ou du réseau routier constitue une deuxième source potentielle de gains d'accessibilité, que nous qualifions cette fois d'indirects.

L'accessibilité aux transports collectifs urbains ou non urbains comme premier *effet-accessibilité indirect* ne constitue pas 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 XIXe siècle (287 observations), soit les quartiers les plus centraux de Nantes. La variable est discrétisée. Le seuil de 350 mètres (environ 4 minutes à pied) 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 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 (Annexe 1)[12]. Le choix modal en faveur de la voiture individuelle apparaît fréquemment plus compétitif tant en termes de temps de déplacement que de coût pour des ménages souvent constitués de familles avec enfants.

Concernant l'accessibilité aux transports collectifs non-urbains enfin, le résultat qui émerge est globalement proche. Une halte-ferroviaire à proximité constitue une source de nuisance. Le seuil de 1000 mètres retenu fournit le meilleur compromis entre qualité économétrique (valeur de la statistique de l'*AIC* la plus basse) et interprétation économique[13] : jusqu'à ce seuil (un peu plus de 10 minutes de marche), la nuisance vient à la fois des désagréments paysagers constitués par les infrastructures ferroviaires

[12] Pour la proximité à un arrêt de bus, des rayons de 50 à 750 mètres ont été testés, par pas de 50 mètres.

[13] Les modèles alternatifs se fondent sur des rayons autour de la maison allant de 500 à 6000 mètres, par pas de 250 mètres jusqu'à 2000 mètres, et par pas de 500 mètres ensuite.

et de conditions particulières de stationnement (stationnement anarchique ou zone payante)[14]. Ces sources alternatives ou cumulatives de nuisance contrecarrent en totalité les bénéfices éventuels, outre ceux attribuables à une meilleure accessibilité, de la proximité de commerces ouverts en gare.

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 (BUREAU, GLACHANT, 2010), la proximité d'une station de métro les diminue. 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. A l'inverse, dans un périmètre identique, le réseau de bus à Fès provoque une capitalisation de plus de 11 % des gains d'accessibilité dans le prix des maisons marocaines (TACHFINE, RHELLOU, 2012).

Quelles conclusions tirer de l'absence d'un premier *effet-accessibilité indirect* pour le renouvellement des politiques de déplacements ? Faut-il accroître encore l'offre de transport collectif, à un coût par passager élevé si la fréquentation n'augmente pas ? Alternativement, pour renforcer l'avantage comparatif des transports collectifs, le régulateur local pourra être tenté de passer d'une politique incitative à une politique de seconde génération plus contraignante agissant sur le coût d'usage de la voiture individuelle. C'est la raison pour laquelle nous cherchons à évaluer 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 indirect* 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 ou à la porte principale; et d'autre part, la distance au plus proche échangeur. Nous avons défini des variables indicatrices en testant différents seuils de distance[15].

Ni le périphérique nantais, censé desservir les centres secondaires, ni les grands axes radiaux structurants convergeant vers le centre principal de l'agglomération ne se traduisent par une valorisation immobilière. Quel que soit le seuil, la proximité d'une porte de périphérique ou d'un échangeur constitue une nuisance : les variables PERIPH et ECHANG sont affectées d'un coefficient négatif et significatif. Suivant cette logique, nous avons préféré retenir des seuils courts pour ces deux variables, de 1000 mètres de rayon autour de la maison. Dans ces espaces, les désagréments paysagers causés par les

[14] Le bruit provoqué par l'arrivée et le départ des trains en gare est contrôlé par la variable spécifique « niveau de bruit » qui inclut les sources ferroviaires.

[15] Les seuils testés vont de 750 à 7500 mètres, par pas de 250 mètres jusqu'à 2000 mètres, puis de 500 mètres au-delà.

bâtiments industriels et commerciaux fréquemment rencontrés autour des nœuds routiers peuvent constituer une nuisance aux yeux des acquéreurs[16].

Les 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 partout de niveau suffisant : 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'avèrerait peut-être 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 indirects*, nous introduisons une variable supplémentaire comme *proxy* des coûts de déplacements automobiles : le prix des carburants, à laquelle nous appliquons un choc exogène.

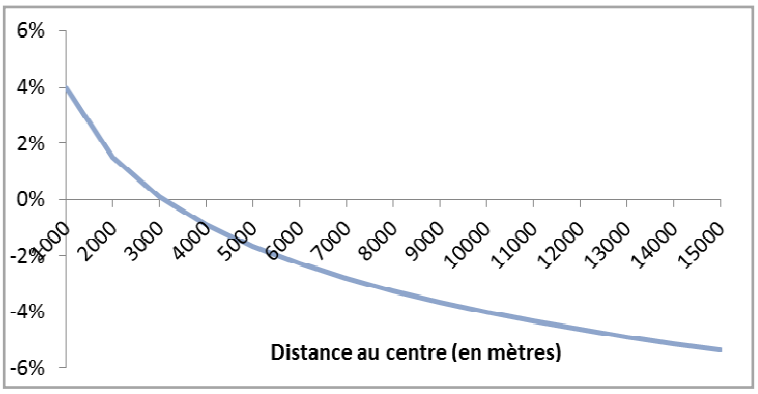
Le gazole est identifié comme carburant le plus consommé par les ménages français pour leurs déplacements : 77 % du total en 2007 (source : UFIP). Nous avons incorporé la variable « prix du gazole » en différence pour atténuer la corrélation avec l'année de transaction. Pour cette même raison, l'évolution 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)[17]. Une telle préférence s'atténue toutefois au fur et à mesure qu'on s'éloigne du centre, comme le montre la figure 5.

[16] L'impact d'un fort trafic routier sur les niveaux de bruit et de pollution est contrôlé par l'incorporation de deux variables tenant spécifiquement compte de ces sources de nuisance.

[17] Les seuils de 2,5 et même de 2 % fournissent des modèles de qualité économétrique comparable (statistiques de l'*AIC* proches).

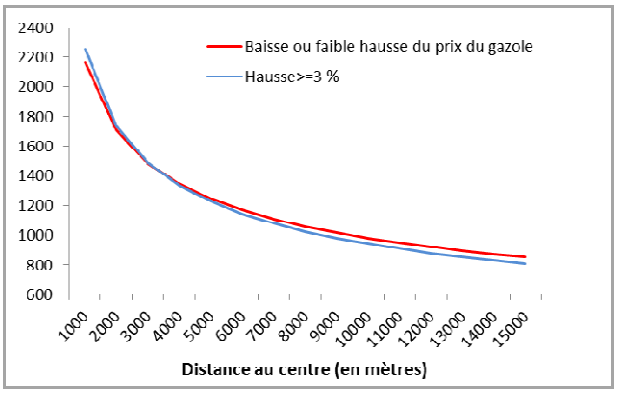
Figure 5 - Surcote ou décote due à une hausse mensuelle du prix du gazole >= 3 % (en %, par rapport à leur valeur si hausse mensuelle < 3 % ou baisse)



Ainsi, une maison situé à 1 kilomètre du centre principal verrait son prix augmenter de 4,3 % 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 5,4 % par rapport à la situation de référence, soit une dépréciation de 46 € par mètre carré.

La superposition des figures 4 et 5 met en avant l'amplitude de l'effet d'une variation des coûts de déplacement sur le gradient de prix des maisons échangées (Figure 6).

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



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'approxime 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 entre 3 et 4 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-accessibilité direct* du centre principal déjà mis en évidence qui se trouve amplifié.

4.4. LA CAPITALISATION D'UNE BONNE QUALITÉ ENVIRONNEMENTALE

Les caractéristiques environnementales constituent le dernier bloc de variables susceptibles de valorisation immobilière. Il doit résulter de la mise en œuvre de politiques locales de déplacements un état satisfaisant de l'environnement. Le report modal de la voiture individuelle vers les transports collectifs et les modes doux doit se traduire 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). L'incorporation de la variable « bruit » sous forme discrète ne permet pas d'obtenir de résultats sensiblement meilleurs.

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[18]. Pour en tenir compte, nous avons défini des variables indicatrices « seuil de concentration» en chacun de ces polluants. Le benzène en concentration moyenne annuelle sur l'année 2002 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).

Dans les études hédoniques, les variables de qualité environnementale jouent souvent des rôles ambigus. Concernant la qualité de l'air aux Etats-Unis, HANNA (2007) montre, dans six Etats 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'Etat du Massachusetts, non significatifs (BUI, MAYER, 2003). Les résultats sont encore moins tranchés pour des polluants isolés. Ainsi, KIM et alii (2003) montrent que si la concentration en SO_2 provoque bien une moins-value immobilière pour les maisons de Séoul, ce n'est pas le cas des NO_x. Une telle absence de lien significatif 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. A Nantes, les objectifs de qualité pour le benzène (2 µg.m-3) sont toujours dépassés. L'examen des statistiques descriptives d'exposition aux

[18] Seul l'ozone présente une corrélation négative avec la distance au centre, qui apparaît trop élevée pour conserver la variable dans le modèle.

concentrations de benzène fournit les valeurs moyennes, en 2002, de 0,23 µg.m-3 pour les maisons, une valeur dix fois moindre. 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 (par un modèle *SEM*) une forme multicentrique, qui capitalise des gains d'accessibilité directs 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, peu sensibles à la proximité des réseaux de bus, tramway ou TER. Encore une fois, ce résultat est à rattacher au contexte local : à Fès par exemple, TACHFINE et RHELLOU (2012) ont montré de substantielles capitalisations immobilières par le réseau de bus.

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 indirect* 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'effet-accessibilité direct* exercé par le centre principal, une plus forte demande de centre favorable à une ville plus dense, elle-même garante d'une meilleure accessibilité 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 *« génération 2.0 »* 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 alii, 2003).

Dans tous les cas, le régulateur local gagnera à mettre en avant les gains d'accessibilité obtenus plutôt qu'une amélioration directe 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 particulièrement 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 alii, 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. En premier lieu, une étude approfondie de l'identification des centralités devrait confirmer le caractère polycentrique de Nantes et, partant, le *design* des nouvelles politiques de déplacements à imaginer. Ensuite, 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. Enfin, une analyse de l'échantillon des maisons à l'échelle spatiale plus large de l'aire urbaine de Nantes (110 communes, contre 24 pour le pôle urbain) devrait en principe révéler des gains d'accessibilité significatifs, notamment pour la proximité au réseau TER.

BIBLIOGRAPHIE

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

Anderson S., Palma A., Thisse J.-F. (1992) **Discrete Choice Theory of Product Differenciation**. Cambridge, MIT Press.

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

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. **Economie publique**, *1*(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 departement. **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**, *50*(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**, *65*(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**, *85*(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. **Economie et prévision**, *1*(192), pp. 27-44.

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

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), 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.

Fritsch B. (2007) Tramway et prix des logements à Nantes. **L'Espace géographique**, *36*(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**, *72*(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 Frédéric, 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**, *49*(1), pp. 77-95.

Giuliano G., Small K. A. (1991) Subcenters in the Los Angeles region. **Regional Science and Urban Economics**, *21*(2), pp. 163-182.

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

Henderson J. V. (1974) The Sizes and Types of Cities. **The American Economic Review**, *64*(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**, juillet 2009, 4 p.

Jayet, H. (1993) **Analyse spatiale quantitative.** Economica.

Jayet H. (2001) Econométrie 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**, *45*(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 & Urbaine**, A paraître.

Le Gallo J. (2002) Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. **Economie et prévision**, *4*(155), pp. 139-157.

Maslianskaia-Pautrel M. (2009) La valorisation de la qualité de l'air par l'approche hédonique : une revue de littérature. **Revue Française d'Economie**, *23*(3), pp. 109-160.

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

Mun S., Konishi K., Yoshikawa K. (2003) Optimal cordon pricing. **Journal of Urban Economics**, *54*(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**, *45*(3), pp. 627-649.

Nguyen-Luong D., Boucq E. (2011) **Evaluation 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).

Ogawa H., Fujita M. (1980) Equilibrium land use pattern in a non monocentric city. **Journal of Regional Science**, *20*(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**, *7*(2), pp. 193-215.

Rosen S. (1974) Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. **Journal of Political Economy**, *82*(1), pp. 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), 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**, *44*(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., Nijkamp 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**, *46*(8), pp. 1553-1576.

ANNEXE 1

Tableau A1 - Modèles MCO alternatifs au modèle de référence (1/2)

		Intrinsèque	Contextuelle	Qualité env.
Variable ajoutée	**REF. (MCO)**	**LNST²**	**LNREVENU**	**BENZENE**
Caractéristiques intrinsèques				
Constante	10,7486***	10,5040***	10,9581***	10,6857***
LNSURF	-0,7090***	-0,8249***	-0,6754***	-0,6599***
LNSURF2	0,0416**	0,0543**	0,0377*	0,0361*
LNST	0,1268***	0,2892***	0,1271***	0,1273***
LNST²	_	**-0,0133*** **	_	_
NPA0	-0,0738***	-0,0696***	-0,0739***	-0,0739***
COPE_ABC	-0,1027***	-0,1000***	-0,1043***	-0,1031***
COPED	-0,1457***	-0,1467***	-0,1459***	-0,1459***
COPEE	-0,1116***	-0,1092***	-0,1118***	-0,1116***
COPEF	-0,0829***	-0,0820***	-0,0825***	-0,0833***
NIVEAU	0,0142**	0,0150**	0,0141**	0,0144**
SDB2	0,0487***	0,0497***	0,0492***	0,0501***
Variables de localisation et d'accessibilité				
LNCENTRE_PRIN	-0,1723***	-0,1709***	-0,1733***	-0,1739***
LNCENTRE_SEC	-0,0391***	-0,0374***	-0,0371***	-0,0402***
PERIPH	-0,0421***	-0,0454***	-0,0434***	-0,0411***
PERIPH_SUDLOIRE	_	_	_	_
ECHANGEUR	-0,0298***	-0,0302***	-0,0276***	-0,0293***
ECHANG_HSPERIPH	_	_	_	_
TRAM_INTRABD	0,0451**	0,0404*	0,0526**	0,0438**
BUS_INTRABD	_	_	_	_
BUS_HSPERIPH	_	_	_	_
GHF	-0,0161*	-0,0169*	-0,0152*	-0,0172*
LNCOMM	-0,0225***	-0,0211***	-0,0218***	-0,0234***
LNAERO	0,0671***	0,0649***	0,0695***	0,0658***
Variables contextuelles				
A02	-0,2824***	-0,2825***	-0,2887***	-0,2829***
A08	-0,0633***	-0,0630***	-0,0653***	-0,0633***
GO_MENS	0,2824*	0,2549( )	0,2837*	0,2849*
GO_LNCENTRE	-0,0354*	-0,0321( )	-0,0352*	-0,0354*
ZUS	-0,0810***	-0,0845***	-0,0916***	-0,0817***
CONTZUS	-0,0575***	-0,0565***	-0,0633***	-0,0584***
CUCS	-0,0559***	-0,0561***	-0,0604***	-0,0559***
TXSTABLES	-0,0009***	-0,0009***	-0,0009***	-0,0009***
LNREVENU	_	_	**-0,0318****	_
Variable de qualité environnementale				
BRUITMOYEN	-0,0010***	-0,0010***	-0,0010***	-0,0009***
BENZENE	_	_	_	**-0,0087(-)**
Nombre d'observations	2851	2856	2851	2850
R^2 ajusté	0,5291	0,5226	0,5311	0,5307
AIC	-2554,21	-2512,78	-2552,78	-2555,31
Stat. centrée réduite du test de Moran	-1,37	-0,38	-0,58	0,52

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

Tableau A1 - Modèles MCO alternatifs au modèle de référence (maisons, 2/2)

	Localisation et accessibilité			
Variable ajoutée	**PERIPH_SUDLOIRE**	**ECHANG_HSPERIPH**	**BUS_INTRABD**	**BUS_HSPERIPH**
Caractéristiques intrinsèques				
Constante	10,6973***	10,7483***	10,8133***	10,6998***
LNSURF	-0,6940***	-0,7095***	-0,7495***	-0,6752***
LNSURF2	0,0399**	0,0417**	0,0459**	0,0376*
LNST	0,1267***	0,1270***	0,1280***	0,1282***
LNST²	_	_	_	_
NPA0	-0,0764***	-0,0737***	-0,0738***	-0,0734***
COPE_ABC	-0,1015***	-0,1023***	-0,1049***	-0,1030***
COPED	-0,1429***	-0,1452***	-0,1477***	-0,1460***
COPEE	-0,1136***	-0,1122***	-0,1121***	-0,1113***
COPEF	-0,0837***	-0,0828***	-0,0834***	-0,0825***
NIVEAU	0,0143**	0,0143**	0,0137**	0,0146**
SDB2	0,0495***	0,0489***	0,0476***	0,0491***
Variables de localisation et d'accessibilité				
LNCENTRE_PRIN	-0,1746***	-0,1722***	-0,1693***	-0,1746***
LNCENTRE_SEC	-0,0357***	-0,0387***	-0,0391***	-0,0386***
PERIPH	_	-0,0426***	-0,0412***	-0,0418***
PERIPH_SUDLOIRE	**-0,0603*** **	_	_	_
ECHANGEUR	-0,0323***	_	-0,0293***	-0,0312***
ECHANG_HSPERIPH	_	**-0,0253** **	_	_
TRAM_INTRABD	0,0481**	0,0451**	0,0476**	0,0448**
BUS_INTRABD	_	_	**0,0595** **	_
BUS_HSPERIPH	_	_	_	**0,0205***
GHF	-0,0129( )	-0,0154*	-0,0164*	-0,0170*
LNCOMM	-0,0204***	-0,0222***	-0,0226***	-0,0226***
LNAERO	0,0670***	0,0667***	0,0672***	0,0660***
Variables contextuelles				
A02	-0,2829***	-0,2821***	-0,2826***	-0,2832***
A08	-0,0640***	-0,0631***	-0,0634***	-0,0639***
GO_MENS	0,2725*	0,2857*	0,3208**	0,2844*
GO_LNCENTRE	-0,0341*	-0,0354*	-0,0394**	-0,0352*
ZUS	-0,0894***	-0,0803***	-0,0778***	-0,0802***
CONTZUS	-0,0616***	-0,0567***	-0,0541***	-0,0567***
CUCS	-0,0593***	-0,0554***	-0,0532***	-0,0561***
TXSTABLES	-0,0009***	-0,0009***	-0,0008***	-0,0009***
LNREVENU	_	_	_	_
Variable de qualité environnementale				
BRUITMOYEN	-0,0010***	-0,0010***	-0,0010***	-0,0010***
BENZENE	_	_	_	_
Nombre d'observations	2847	2851	2849	2851
R² ajusté	0,5325	0,5287	0,5321	0,5306
AIC	-2578,77	-2551,79	-2570,98	-2552,46
Stat. centrée réduite du test de Moran	-0,06	-1,34	-1,03	-0,33

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

ANNEXE 2

Tableau A2 - Effets marginaux des variables explicatives sur le prix au m² des maisons au point moyen de l'échantillon

Variable	Définition de l'effet marginal	Prix au m² au point moyen (€)	Ecart au prix de référence (€)	%
Référence		**1194,28**	**-**	**-**
Caractéristiques intrinsèques				
LNSURF et LNSURF2	log(surface habitable +1 m^2) et (log(surface + 1 m²))^2	1195,01	+0,73	+0,06 %
LNST	log(surface de terrain +10 m²)	1197,63	+3,35	+0,28 %
NPA0	0 parking (réf. 1 ou plus)#	1110,32	-83,97	-7,03 %
COPE_ABC	construction avant 1947# (réf. après 1992)	1078,47	-115,81	-9,70 %
COPED	construction 1948-1969#	1032,15	-162,13	-13,58 %
COPEE	construction 1970-1980#	1067,14	-126,54	-10,60 %
COPEF	construction 1981-1991#	1099,16	-95,12	-7,96 %
NIVEAU	Nombre de niveaux + 1	1211,48	17,20	+1,44 %
SDB2	2 salles de bains ou plus# (ref. 0 ou 1)	1253,76	59,48	+4,98 %
Variables de localisation et d'accessibilité				
LNCENTRE_PRIN	log(distance au centre principal + 100 m)	1187,07	-7,21	-0,60 %
LNCENTRE_SEC	log(distance au centre secondaire le plus proche + 100 m)	1193,64	-0,65	-0,05 %
PERIPH	Présence d'une porte de périphérique à moins de 1000 m#	1144,82	-49,46	-4,14 %
ECHANGEUR	Présence d'un échangeur à moins de 1000 m#	1159,10	-35,18	-2,95 %
GHF	Présence d'une halte-ferroviaire à moins de 1000 m#	1175,44	-18,84	-1,58 %
LNCOMM	log(distance au plus proche pôle commercial +100 mètres)	1190,15	-4,13	-0,35 %
LNAERO	log(distance à l'aéroport +100 mètres)	1195,19	0,90	+0,08 %
Variables contextuelles				
A02	Année de transaction 2002# (réf. 2006)	901,18	-293,11	-24,54 %
A08	Année de transaction 2008#	1121,14	-73,14	-6,12 %
GO_MENS et GO_LNCENTRE	Hausse mensuelle du prix du gazole supérieure ou égale à 3 %*log(distance au centre principal)	1170,70	-23,59	-1,97 %
ZUS	Localisation dans une ZUS#	1101,25	-93,03	-7,79 %
CONTZUS	Localisation dans un IRIS contigu à une ZUS#	1127,66	-66,62	-5,58 %
CUCS	Localisation dans un CUCS#	1127,89	-66,40	-5,56 %
TXSTABLES	Part des occupants de 5 ans et plus dans l'IRIS	1193,33	-0,96	-0,08 %
Variables de qualité environnementale				
BRUITMOYEN	Bruit moyen sur 24 heures + 1 dBA	1191,54	-2,74	-0,23 %