



HAL
open science

Valeurs immobilières, métropolisation et nouvelles centralités urbaines : le cas de la métropole bordelaise - Espaces sous influence urbaine

Frédéric Gaschet, Guillaume Pouyanne

► To cite this version:

Frédéric Gaschet, Guillaume Pouyanne. Valeurs immobilières, métropolisation et nouvelles centralités urbaines : le cas de la métropole bordelaise - Espaces sous influence urbaine. [Rapport de recherche] Centre d'études sur les réseaux, les transports, l'urbanisme et les constructions publiques (CERTU). 2009, 48 p., cartes, tableaux. hal-02150434

HAL Id: hal-02150434

<https://hal-lara.archives-ouvertes.fr/hal-02150434v1>

Submitted on 7 Jun 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.

Valeurs immobilières, métropolisation et nouvelles centralités urbaines

Le cas de la métropole bordelaise

Espaces sous influence urbaine

Valeurs immobilières, métropolisation et nouvelles centralités urbaines

Le cas de la métropole bordelaise

Espaces sous influence urbaine

Certu

centre d'Études sur les réseaux,
les transports, l'urbanisme
et les constructions publiques
9, rue Juliette Récamier
69456 Lyon Cedex 06
téléphone: 04 72 74 58 00
télécopie: 04 72 74 59 00
www.certu.fr

Avis aux lecteurs

La collection Rapports d'étude du Certu se compose de publications proposant des informations inédites, analysant et explorant de nouveaux champs d'investigation. Cependant l'évolution des idées est susceptible de remettre en cause le contenu de ces rapports.

Le Certu publie aussi les collections :

Dossiers : Ouvrages faisant le point sur un sujet précis assez limité, correspondant soit à une technique nouvelle, soit à un problème nouveau non traité dans la littérature courante. Le sujet de l'ouvrage s'adresse plutôt aux professionnels confirmés. Ils pourront y trouver des repères qui les aideront dans leur démarche. Mais le contenu présenté ne doit pas être considéré comme une recommandation à appliquer sans discernement, et des solutions différentes pourront être adoptées selon les circonstances.

Références: Cette collection comporte les guides techniques, les ouvrages méthodologiques et les autres ouvrages qui, sur un champ donné, présentent de manière pédagogique ce que le professionnel doit savoir. Le Certu a suivi une démarche de validation du contenu et atteste que celui-ci reflète l'état de l'art. Il recommande au professionnel de ne pas s'écarter des solutions préconisées dans le document sans avoir pris l'avis d'experts reconnus.

Débats : Publications recueillant des contributions d'experts d'origines diverses, autour d'un thème spécifique. Les contributions présentées n'engagent que leurs auteurs.

Catalogue des publications disponible sur : <http://www.certu.fr>

NOTICE ANALYTIQUE

N° Production : 13011

N° Produit : 301

Organisme commanditaire : CERTU, Centre d'études sur les réseaux, les transports, l'urbanisme et les constructions publiques

Titre : Valeurs immobilières, métropolisation et nouvelles centralités urbaines

Sous-titre :

Le cas de la métropole bordelaise -
Espaces sous influence urbaine

Date d'achèvement :

Mars 2009

Langue :

Français

Organisme auteur :

GRETHA UMR CNRS 5113
Université Montesquieu Bordeaux IV
Avenue Léon Duguit - 33608 Pessac

Rédacteur :

Frédéric Gaschet,
Guillaume Pouyane

Relecteurs**assurance qualité :**

David Caubel & Monique Gadais -
Certu (URB) ; Mohamed Hilal (Inra)

Résumé :

La suburbanisation d'activités de plus en plus stratégiques s'accompagne de mouvements de reconcentration au sein des espaces suburbains. De nouveaux pôles secondaires d'activités se forment, modifiant les caractéristiques habituelles de ces espaces. Les nombreux travaux d'économie des années 1990 et 2000 ont permis de dégager les principales caractéristiques des structures urbaines, ainsi que l'impact des polarités émergentes sur les distributions intra-urbaines de densités résidentielles ou d'emplois. Mais l'impact de ces nouvelles polarités sur les valeurs foncières et immobilières est plus rarement analysé.

Cette étude propose, à partir de l'exemple de l'agglomération bordelaise, une évaluation de l'impact de la restructuration des centralités urbaines sur les valeurs immobilières. Une synthèse des travaux disponibles montre l'intérêt d'une approche des structures urbaines polycentriques par les valeurs immobilières et permet de discuter les fondements de la démarche.

Les pistes explorées sur les gradients polycentriques permettent d'avancer d'importants résultats.

- L'importance des variables d'usage du sol environnant permet de discuter l'explication théorique de l'urbanisation discontinue par l'attraction des ménages pour les espaces naturels ou ouverts, voire pour les aménités positives de l'agriculture.

- L'importance des variables de revenu confirme une structuration socio-économique des prix immobiliers dans l'espace urbain par le revenu.

- La double structuration de l'agglomération bordelaise, entre centralité historique et attrait du littoral.

- L'influence avérée des centres périphériques d'emploi, montrant que l'accessibilité à l'emploi est capitalisée dans les prix.

- Des relations entre les sous-centres fondamentalement différentes selon qu'il s'agit des centres suburbains ou des villes intégrées.

La méthode et les données utilisées dans cette étude sont largement détaillées.

Ouvrages sur le même thème :

- « Le périurbain - Quelle connaissance ? Quelles approches ? Analyse bibliographique » (ESIU1)
- « Identification et dynamiques des espaces périurbains - Etude rétrospective... » (ESIU2)
- « Analyse critique de la pertinence de l'aire urbaine pour étudier l'étalement urbain » (ESIU3)
- « Le périurbain à Toulouse, Montauban, Lyon et Epinal » (ESIU4)
- « Les "captifs" du périurbain 10 ans après - Retour sur enquête » (ESIU6)
- « Caractéristiques de la surmobilité professionnelle en périurbain » (ESIU9)

Remarques complémentaires :

Ce rapport d'études a été produit avec la participation financière de la DGUHC (ancienne direction de la DGALN). Il est réalisé dans le cadre du groupe multipartenarial Etudes sur les espaces sous influence urbaine (ESIU) qui associe des services du MEEDDAT, des laboratoires du CNRS et des consultants professionnels de l'analyse des territoires.

Thème et sous thème : Aménagement et urbanisme > Connaissance des territoires

Diffusion : Libre

Mots clés : aménagement du territoire, développement local, étalement urbain, foncier, forme urbaine, marché foncier et immobilier, observation urbaine, périurbain, spatiale (analyse)

Web : www.observation-urbaine.certu.equipement.gouv.fr (Critère de recherche : ESIU)

ou : www.certu.fr

Nombre de pages : 48

Confidentialité : non

Bibliographie : oui

Sommaire

Introduction	6
1. L'émergence de structures urbaines polycentriques	7
1.1 La remise en cause du modèle monocentrique	7
1.2 Des densités aux valeurs immobilières	12
1.3 Problématique et démarche adoptée	17
2. Données et méthode	18
2.1 Le choix de l'aire urbaine bordelaise	18
2.2 L'identification des sous-centres : centres suburbains et « villes intégrées »	20
2.3 La méthode des prix hédoniques	25
2.4 Les modèles testés	29
3. Les résultats	32
3.1 Le modèle monocentrique	32
3.2 Le modèle polycentrique	36
3.3 Tests de complémentarité	41
Conclusion	42
Bibliographie	44

Introduction

Concentration et étalement : telles sont deux des facettes, en apparence contradictoires, de l'évolution des structures urbaines contemporaines (Mignot et al., 2004). La concentration renvoie au phénomène de métropolisation des systèmes urbains, c'est-à-dire à un ensemble de processus favorisant l'accumulation des populations et des activités dans les plus grands ensembles urbains, seuls capables d'offrir un certain nombre d'attributs devenus décisifs : diversité et taille du marché du travail, accès à un ensemble complet de services supérieurs, connexion aux réseaux de transport et de communication...

Ce renforcement des attributs de la centralité s'accompagne paradoxalement d'un mouvement de desserrement massif de la population et des activités semblant menacer la pérennité des centres traditionnels. L'hymne à la centralité dont est porteuse la métropolisation s'accompagnerait donc paradoxalement d'une crise des centres : les mécanismes nourrissant la concentration à une échelle macro-urbaine semblent en même temps fuir les lieux où se concrétisent traditionnellement les avantages de cette dernière.

Les dynamiques métropolitaines récentes de localisation des activités soulèvent ainsi d'importantes interrogations relatives à l'émergence de nouvelles formes urbaines, marquées par une restructuration des centralités. La suburbanisation d'activités de plus en plus stratégiques s'accompagne de mouvements de reconcentration au sein des espaces suburbains donnant lieu à la formation de nouveaux pôles secondaires d'activités contrastant avec les caractéristiques habituelles des espaces suburbains (Boiteux-Orain, Huriot, 2002). Cette restructuration des centralités au sein des espaces métropolitains a ainsi pu alimenter l'hypothèse d'une inversion en gestation de la géographie urbaine contemporaine avec comme prolongement l'affirmation de nouvelles morphologies urbaines fondées sur une redistribution des formes traditionnelles de la centralité en périphérie, au détriment des centres traditionnels, avec notamment l'émergence des « edge cities » (Garreau, 1991). En dépit de leurs différences structurelles avec les dynamiques urbaines nord américaines, les villes européennes, et singulièrement les aires urbaines françaises, ont connu des processus similaires de suburbanisation et de structuration de polarités émergentes (Gaschet, 2002 ; Aguilera, 2002). Les travaux d'économie urbaine des années 90 et 2000 ont permis de dégager les principales caractéristiques des structures urbaines émergentes, ainsi que l'impact des polarités émergentes sur les distributions intra-urbaines de densités résidentielles ou d'emplois.

Toutefois, plus rares sont les recherches ayant directement analysé l'impact de ces nouvelles polarités urbaines sur les valeurs foncières et immobilières, au moins dans le cas des villes européennes. L'approche par les valeurs foncières et/ou immobilières apparaît pourtant centrale dans ce type d'approche, et devrait conduire à mieux caractériser le degré de restructuration des centralités urbaines.

Cette étude propose donc, à partir de l'exemple de l'agglomération bordelaise, une évaluation de l'impact de la restructuration des centralités urbaines sur les valeurs immobilières. Dans un premier temps, à partir d'une synthèse des travaux d'économie urbaine, nous justifions l'intérêt d'une approche des structures urbaines polycentriques par les valeurs immobilières, tout en discutant les fondements théoriques d'une telle démarche. Par la suite, la méthode ainsi que les premiers résultats de cette approche exploratoire sont détaillés.

1. L'émergence de structures urbaines polycentriques

Cette étude s'inscrit dans la lignée de travaux antérieurs sur l'émergence de structures urbaines polycentriques et la restructuration des centralités urbaines (Gaschet, 2002 ; Gaschet, Lacour, 2003). Nous rappelons dans un premier temps les principaux acquis de la littérature, tout en insistant sur la nécessité d'aborder la problématique sous l'angle de la structuration spatiale des marchés fonciers et/ou immobiliers. Les fondements théoriques de ce rapprochement sont discutés et permettent de justifier la problématique mise en place dans le reste de l'étude.

1.1 La remise en cause du modèle monocentrique

1.1.1 L'émergence de pôles secondaires : la structuration polycentrique de l'étalement urbain

L'étalement urbain résidentiel relève d'une logique déjà ancienne de structuration de l'espace. Il s'agit d'un mode centrifuge de croissance urbaine, d'abord limité à l'habitat, qui se manifeste par un triple phénomène de baisse des densités d'occupation du sol, d'extension des limites de l'aire urbaine et d'augmentation des distances domicile-travail.

Ce mouvement de desserrement des populations s'est toutefois doublé plus récemment d'une tendance à la déconcentration des activités économiques semblant menacer la pérennité des centres traditionnels. Si les premières vagues de « suburbanisation » (Boiteaux, Huriot, 2002) ne concernaient que les activités de services à la population ou les industries fortement consommatrices d'espaces, les mouvements plus récents affectent également des activités jusque là considérées comme centrales par nature et constitutives de la spécificité des centres traditionnels –essentiellement le "tertiaire supérieur" (Alvergne et Coffey, 1997) : sièges sociaux, services juridiques et financiers, marketing, communication, Ces tendances ont été détectées dès le début des années 90 en Amérique du Nord (Standback, 1991), plus tardivement en France et en Europe (Gaschet, 2002), au point d'y voir, de manière évidemment excessive, la nouvelle norme spatiale vers laquelle tendraient, plus ou moins rapidement, toutes les grandes métropoles (Garreau, 1991 ; Stanback, 1991). De manière moins radicale, un consensus s'est dégagé dans la littérature tant nord-américaine qu'européenne pour reconnaître dans l'émergence des structures urbaines polycentriques la forme dominante d'organisation de la suburbanisation et de l'étalement urbain, « the structure of sprawl » (Bogart, Anderson, 2001).

Les travaux d'économie urbaine des années 90 et 2000 ont ainsi permis de confirmer l'émergence de polarités secondaires dans la plupart des espaces urbains étudiés, y compris dans les métropoles françaises : Paris (Guillain et al., 2004) ; Lyon (Aguiléra, 2002) ; Bordeaux (Gaschet, 2000) et Dijon (Baumont et al., 2004). A partir des méthodes d'identification des centres émergents, et de la caractérisation de ces derniers, notamment en termes de taille et de spécialisations économiques, il est possible de dégager de ces travaux un certain nombre de caractéristiques générales du processus de poly-nucléarisation des espaces métropolitains :

- L'émergence simultanée d'un nombre relativement important de pôles d'activités périphériques, dont la taille reste modeste comparée à celle des centres traditionnels. Giuliano et Small (1991) en dénombrent par exemple 29 à Los Angeles ; Cervero et Wu (1997) 22 à San Francisco ; nous-mêmes 15 pôles périphériques au sein de l'aire métropolitaine bordelaise (Gaschet, 2000).
- La très forte spécialisation des différents sous-centres, chacun d'entre-eux semblant dédié à une ou deux grandes fonctions économiques (Giuliano et Small, 1991 ; Bingham et Kimble, 1995 ; Gaschet, 2000 ; Guillain et al., 2004),
- L'importante variété des spécialisations exhibées par les différents centres (Anas et al., 1998),
- La localisation près des nœuds de transport et des grandes infrastructures, le plus souvent à l'écart des zones résidentielles (Gad, 1985 ; Matthew, 1991),
- L'absence d'emboîtement spatial et hiérarchique des différentes polarités, que ce soit en termes de fonctions exercées ou de distances/fréquences des déplacements urbains (Fujii, Harsthor, 1995 ; Gordon et Richardson, 1996 ; Bordreuil, 1999).

La restructuration des centralités urbaines ne doit toutefois pas être appréciée seulement à partir des mouvements de suburbanisation. La dynamique de métropolisation conduit à une dilatation des zones d'influence métropolitaine avec pour corollaire l'intégration, au sein de véritables «régions métropolitaines» des villes moyennes situées à proximité des métropoles et l'intégration fonctionnelle des marchés immobiliers et du travail (Bourne, 1989 ; Gaschet, Lacour, 2002). A côté des centres suburbains émergents, il importe donc de prendre en considération les processus d'intégration fonctionnelle des villes moyennes au sein des régions métropolitaines.

1.1.2 Les gradients de densité polycentriques

L'analyse de la structure et du fonctionnement des espaces urbains est longtemps restée dominée par le paradigme monocentrique. En dépit de la proportion décroissante d'emplois localisés au sein des centres traditionnels, le modèle monocentrique est demeuré le socle d'un nombre important de contributions théoriques et empiriques à l'analyse de la distribution spatiale des populations, des activités, des déplacements urbains et de la formation des valeurs foncières. Toutefois, de nombreux travaux ont souligné combien le maintien d'une telle hypothèse devenait incompatible avec l'analyse des structures urbaines contemporaines (Berry et Kim, 1993). Cette démonstration a notamment été réalisée à partir de la mise en évidence de la capacité décroissante de la seule distance au centre principal à expliquer correctement la distribution des densités de population et d'emploi au sein d'un espace urbain.

Depuis les travaux de Clark (1951) les densités résidentielles intra-urbaines sont formalisées à partir de l'estimation de fonctions de densité exponentielles négatives : $D(x) = D_0 e^{-\alpha \cdot x}$. Cette forme fonctionnelle, dérivée du modèle monocentrique de la nouvelle économie urbaine, a permis d'expliquer la distribution de la population et des emplois uniquement à partir de l'accessibilité d'un espace donné au centre principal de l'aire urbaine. En dépit des différents amendements visant à appréhender avec plus de précision la structure de l'espace des densités résidentielles¹, le principe fondateur de ces formes fonctionnelles est demeuré identique.

La déconcentration des emplois vers les espaces suburbains a conduit à une remise en cause plus fondamentale de la pertinence d'un tel outil pour comprendre les distributions spatiales intra-urbaines. Dans cette perspective, un programme de recherche s'est progressivement mis en place à partir du début des années 80, dont l'objectif est de parvenir à une meilleure explication de la distribution des densités intra-urbaines par la prise en compte de la structure polycentrique des espaces urbains contemporains.

Ces travaux ont d'abord permis de confirmer l'incapacité croissante de la seule distance au centre principal à expliquer finement la structure des localisations résidentielles. Le test proposé par J. Odland (1978) confirmait déjà, à cette époque, sur quatre agglomérations américaines, le rejet de la distribution monocentrique des densités urbaines et l'existence de déviations à caractère systématique. Small et Song (1994) ont étudié la portée explicative de la forme fonctionnelle monocentrique sur l'agglomération de Los Angeles en 1970 et en 1980. SI la baisse du gradient de densité est statistiquement significative, la décroissance, en valeur absolue, des gradients monocentriques reste toutefois difficile à interpréter. Elle reflète statistiquement la poursuite du processus d'étalement urbain, associée à la baisse des coûts de transport et à l'augmentation des revenu : ce n'est donc pas tant la valeur du gradient associée au centre principal que la baisse du pouvoir explicatif de la distance à ce dernier qui doit être appréciée. Small et Song (1994) concluent à une baisse de la fiabilité statistique de ces modèles sur les données les plus récentes. Des résultats similaires ont été obtenus par Gordon, Richardson et Wong (1986) sur Los

¹ Ces spécifications ont notamment permis d'améliorer la prise en compte des discontinuités spatiales, de l'existence de cratères de densité dans les espaces centraux, et plus rarement des variations azimutales (Derycke, 2000).

Angeles, ainsi que par Mac Donald et Prather (1994) sur l'agglomération de Chicago, ou encore par Péguy (2000) sur les agglomérations françaises.

Une deuxième génération de recherches s'est attachée à mesurer l'impact de ces centres émergents sur la distribution des populations et des activités, à travers l'estimation de gradients de densité polycentriques de population ou d'emploi (Baumont, Le Gallo, 2000).

la méthode des gradients polycentriques consiste à introduire les distances à tout ou partie du système de centres dans les modèles économétriques de détermination des densités. L'introduction de ce vecteur de distances suppose de définir une structure d'agrégation des effets associés à chacun des centres.

Heikkila et al. (1989) ont montré que les trois formes fonctionnelles envisageables correspondaient à l'introduction d'hypothèses *a priori* sur la nature des relations entretenues entre les différents centres.

(i) Si les centres sont considérés comme parfaitement complémentaires, alors l'accessibilité à chacun des centres économiques sera valorisée en chaque point de l'espace urbain. Dans ce cas de figure, la forme adéquate est donnée par la spécification suivante :

$$D_i = \prod_{n=1}^N f_n(d_{i,n})$$

i est l'indice décrivant le maillage spatial utilisé ; n est l'indice associé aux N centres potentiels ; $f_n(d_{i,n})$ est la fonction de densité individuelle attachée au centre n qui mesure l'impact de ce dernier sur la densité de l'observation i (D_i) en fonction de la distance $d_{i,n}$ le séparant de cette dernière. Cette forme fonctionnelle possède des propriétés très contraignantes : une forte distance séparant une zone i d'un seul des centres identifiés peut diminuer très fortement la densité estimée de cette zone.

(ii) Si les centres peuvent être considérés comme parfaitement substituables, les agents économiques (ménages ou firmes) ne sont censés fréquenter individuellement qu'un seul d'entre eux. La spécification pertinente de la fonction de densité est alors la suivante :

$$D_i = \max_{n=1}^N [f_n(d_{i,n})]$$

Chaque centre est supposé générer, son propre gradient de densité, de sorte que l'espace urbain est divisé en zones d'influences plus ou moins séparées, ce que nous avons proposé de caractériser comme un espace "multimonocentrique" (Gaschet, 2000).

(iii) Une troisième spécification est envisageable, qui se présente comme un compromis entre les deux formes fonctionnelles précédentes :

$$D_i = \sum_{n=1}^N [f_n(d_{i,n})]$$

Dans ce cas, la densité en tout point de l'espace urbain est définie comme la sommation verticale des N gradients de densités issus des différents centres économiques. La densité en chaque point de l'espace urbain est donc soumise à l'influence de l'ensemble des centres économiques de l'agglomération. Toutefois, l'éloignement par rapport à un des centres n'a ici qu'un impact mineur sur la densité estimée en un point, de sorte que les différents centres ne peuvent être considérés que comme partiellement complémentaires.

La dernière forme est celle qui a fait l'objet du plus grand nombre d'applications, généralement par la spécification de la fonction de densité individuelle f_n sous la forme d'une exponentielle négative traditionnelle. L'équation à estimer est alors la suivante :

$$D_i = \sum_{n=1}^N [A_n e^{-\alpha_n d_{i,n}}]$$

A_n et α_n sont les deux paramètres traditionnels de la loi de Clark à estimer pour chacun des centres inclus dans le modèle.

Cette spécification a été testée à plusieurs reprises : elle est utilisée pour l'estimation de la fonction de densité de la population par Griffith (1981) sur l'agglomération de Toronto; pour l'estimation des fonctions de densité de population et d'emploi par Gordon, Richardson et Wong (1986), Song (1994) et Small et Song (1994) sur l'agglomération de Los Angeles ; par Dowal et Treffeisen (1991) sur Bogota. Ces travaux indiquent dans leur ensemble, que les gradients polycentriques sont plus adaptés à la présentation des morphologies urbaines contemporaines que les gradients monocentriques (Baumont, Le Gallo, 2000). Toutefois, l'imposition de spécifications exponentielles ainsi que la fréquente colinéarité entre les différentes distances limitent son emploi.

Des approches alternatives ont été proposées, en distinguant *a priori* plusieurs types de centres. La méthode retenue consiste à distinguer un ou plusieurs centres de niveau supérieur -incluant généralement le centre principal- dont l'influence est supposée s'étendre à l'ensemble de l'aire urbaine, et un deuxième groupe de centres de niveau plus restreint dont l'aire d'influence est supposée plus locale. Cette différenciation de l'impact supposé des différents types de centres peut être opérée en utilisant, pour Cette spécification est s'est généralisée dans les études les plus récentes : McDonald et McMillen (1997, 1998a et b) ; McMillen (2001) ; Muniz et al. (2008).

Enfin, dans le but d'éviter les biais éventuels liés à une identification préalable des centres potentiels, des approches semi-paramétriques et non paramétriques ont été développées récemment (Mc Millen, Mc Donald, 1997 ; Mc Millen, 2001; Redfearn, 2007). L'avantage des méthodes non-paramétriques tient à leur capacité à formaliser une surface de densité complexe, en autorisant une variation de la pente du gradient en tout point de l'espace urbain.

1.2 Des densités aux valeurs immobilières

La plus grande partie des travaux portant sur les gradients polycentriques ont été conduits sur les structures de densité intra-urbaines, en dépit des biais importants liés à la durabilité du bâti² (Mieszowski, Smith, 1991 ; Stern, 1993) et à l'interaction entre accessibilité et usage du sol (Mc Millen, Mc Donald, 1998)³. Plus rares sont les recherches ayant directement analysé l'impact de ces nouvelles polarités urbaines sur les valeurs foncières et immobilières. Ce type d'investigation a été conduit principalement sur des villes américaines, soit sur les valeurs immobilières résidentielles (Hoch, Waddell, 1993 ; Waddell, 1993 ; Heikkila et al., 1989 ; Richardson et al., 1990 ; McMillen, McDonald, 1990), soit sur l'immobilier de bureau ou les valeurs foncières commerciales (Archer, Smith, 1994 ; Sivitadinou, 1996, 1997).

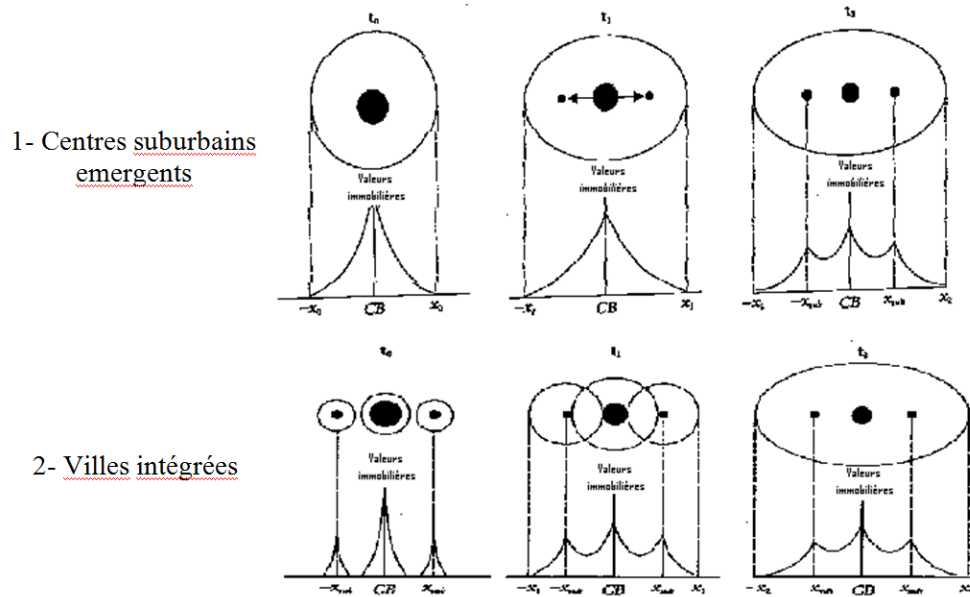
1.2.1 Accessibilité à l'emploi et/ou aménités : quels fondements pour une structuration polycentrique des marchés immobiliers ?

L'analyse des gradients de valeurs immobilières ou foncières permet de revenir aux fondements de l'économie urbaine, le principe de centralité impliquant une capitalisation de l'accessibilité aux centres dans la valeur du sol ou du bâti. Compte tenu de l'inertie des formes d'occupation du sol (âge du bâti, zonages réglementaires, ...) affectant les structures de densité, les valeurs immobilières ou foncières sont en outre susceptibles de réagir plus rapidement à la restructuration des centralités.

Comme l'illustre la figure 1, les deux types de centralités émergentes évoquées précédemment, centres suburbains et villes « satellites » intégrées dans une région urbaine, sont susceptibles de créer à leur voisinage, un gradient de valeurs foncières ou immobilières répliquant, avec une moindre ampleur, le gradient négatif classiquement associé à la distance au centre principal. La principale différence tient, dans le second cas, à la préexistence d'un gradient autour de chaque ville satellite, dessinant des espaces d'influence exclusifs et séparés entre villes périphériques et pôle urbain principal. L'intégration métropolitaine se traduit donc, dans ce cas, pas un relatif aplatissement des gradients de valeurs immobilières, lié à la mise en interdépendance des différentes polarités urbaines.

² Mieszowski et Smith (1991) ont par exemple montré, dans le cas de Houston, que les densités nettes résidentielles étaient relativement uniformes sur l'ensemble de l'espace urbain et que l'existence de gradients de densité était, pour une très large part, un artefact statistique dû à la non prise en compte de la proportion de sol vacant.

³ L'existence de biais de sélection et leur impact sur les estimateurs produits par les moindres carrés ont été principalement examinés par McMillen et McDonald (1998) sur l'agglomération de Chicago. Ils résultent d'une part du processus concurrentiel d'allocation du sol aux différents usages possibles, et d'autre part de l'existence de politiques de zonages pouvant modifier ce processus d'allocation, ou les densités de construction propres à certains espaces. Ce problème a d'autant plus de chance de se manifester que le maillage spatial utilisé est fin, comme c'est le cas pour les données en "quarter section" utilisées sur l'agglomération de Chicago. Dans ce cas, certaines de ces observations risquent de présenter une population (ou un nombre d'emplois) nul. McDonald et McMillen (1998) montrent que l'estimation sur des fonctions de densité sur les seules observations non nulles conduit à des estimateurs biaisés, l'espérance des erreurs étant non nulle. Ils mettent donc en œuvre une procédure d'estimation en deux étapes : il convient d'estimer d'abord un modèle de détermination de la probabilité d'affectation d'une unité spatiale à un usage particulier, puis un second modèle de formation des densités intégrant un terme de correction.

Fig. 1. L'impact des pôles d'emplois secondaires sur les valeurs immobilières

Source : adapté de Muniz et al. (2008)

Cette schématisation suppose toutefois la répllication, à l'échelle de plusieurs centres, du processus de capitalisation de l'accessibilité aux opportunités d'emplois qui fonde l'arbitrage résidentiel entre coûts de transport et dépenses liées du logement.

L'extension de cet arbitrage aux structures urbaines polycentriques conduit à envisager le système des centres comme un ensemble de centres d'emplois, essentiellement concurrents⁴. Cette justification est explicitement mobilisée par McDonald et McMillen pour interpréter les résultats de leur étude sur la distribution des densités de population dans l'agglomération de Chicago :

"Population density is significantly higher near employment centers, which suggests that suburban workers are willing to pay a premium to reduce their commuting time by living close to their workplace" (McDonald et McMillen, 1998, 1120).

Une telle justification peut être examinée à travers plusieurs ensembles de travaux directement centrés sur la validation, directe ou indirecte, des hypothèses sous-tendant cette interprétation des formes urbaines polycentriques.

Les analyses du lien entre formes urbaines et déplacements domicile-travail suggèrent, depuis le travail fondateur de Hamilton (1982) sur l'excès de déplacements domicile-travail ("wasteful commuting"), et en dépit des limites de cette approche, un lien de plus en plus distendu entre les pôles d'emploi et les choix de localisation résidentielle. Hamilton (1982), de même que Cervero et Wu (1997), suggèrent que loin d'avoir réduit les distances moyennes de déplacement, la suburbanisation des activités s'est accompagnée d'une légère augmentation de ces dernières.

⁴ Sauf en considérant l'existence des ménages bi-actifs dont chacun des membres travaille dans un centre d'emploi différent (Gannon, 1993).

Hamilton (1989) suggère par ailleurs que la prise en compte des durées de déplacements plutôt que leur longueur devrait logiquement conduire à réduire de façon plus drastique encore l'importance de l'accessibilité dans la détermination des choix de localisation : si la partie fixe des durées de déplacements en constitue la part la plus importante, la localisation n'aura qu'un effet très modeste sur les coûts de transport supportés par les ménages, même si ces derniers cherchent à les minimiser. Levinson et Kumar (1997) semblent confirmer ce mécanisme : si la densité a des effets significatifs sur les distances moyennes de déplacements, elle n'en a pas sur la durée de ces derniers, l'ajustement se faisant par une réduction de la vitesse moyenne de déplacements. Giuliano et Small (1993) confirment, sur le cas de Los Angeles, le faible impact de la concentration des emplois dans les centres secondaires sur l'allongement des durées observées, de même que Cervero et Wu (1998) sur San Francisco.

Globalement, ces résultats relativisent fortement la portée de l'analyse traditionnelle de la localisation résidentielle, qui repose sur l'arbitrage entre dépenses de logement et coûts de transport. Richardson, Gordon et Choi (1992) aboutissent à une conclusion similaire sur la base d'un test direct de la pertinence de cet arbitrage, à partir de données individuelles sur les ménages, structurées par classes de revenus et collectées pour sept agglomérations américaines.

Plusieurs types de mécanismes se combinent pour expliquer cette invalidation croissante du rôle des coûts de transport dans la détermination de la localisation résidentielle. En premier lieu, l'hétérogénéité des préférences individuelles et des caractéristiques des logements jouent un rôle croissant dans la détermination des comportements de localisation (Rouwendal et Meijer, 2001). De même, l'incertitude sur la localisation des futurs emplois, associée aux coûts de mobilité intra-urbaine et à l'hétérogénéité des emplois occupés par les différents membres des ménages multi-actifs peuvent conduire ces derniers à valoriser l'accessibilité à un vaste ensemble d'opportunités d'emplois, plutôt qu'à la seule localisation de l'emploi présent (Gannon, 1993 ; Crane, 1996 ; Ommeren et al., 1997).

Enfin, même dans les agglomérations dont le caractère polycentrique est avéré, les différents centres identifiés ne cumulent qu'une part limitée des opportunités d'emplois, souvent moins de la moitié (Anas et al., 1998 ; McMillen, Smith, 2003). Cette proportion est de seulement 32% pour l'ensemble des centres identifiés par Small et Song (1994) sur l'agglomération de Los Angeles. Les vingt deux centres identifiés par Cervero et Wu (1997) dans l'agglomération de San Francisco ne représentent que 48% de l'emploi total de la région urbaine. Bogart et Anderson (2001) obtiennent des résultats comparables sur quatre agglomérations de taille moyenne, la proportion d'emplois localisée dans l'ensemble des centres variant de 37% à 51%.

Compte tenu de cette accumulation de preuves convergentes d'un relâchement de la contrainte de proximité en matière de localisation résidentielle, l'hypothèse d'une structuration polycentrique des marchés immobiliers urbains peut difficilement s'appuyer exclusivement sur l'argument des coûts de déplacements domicile-travail. Les polarités secondaires peuvent également être des lieux privilégiés d'offre d'aménités urbaines, capitalisées dans les valeurs foncières/immobilières. Ces aménités, entendues au sens large, renvoient à trois dimensions possibles : des effets de densité (potentiel d'interactions sociales, zones piétonnes...) ; des effets concentration (commerces/services spécialisés ; équipements de centralité) ; des attributs patrimoniaux (patrimoine bâti historique, paysages urbains...).

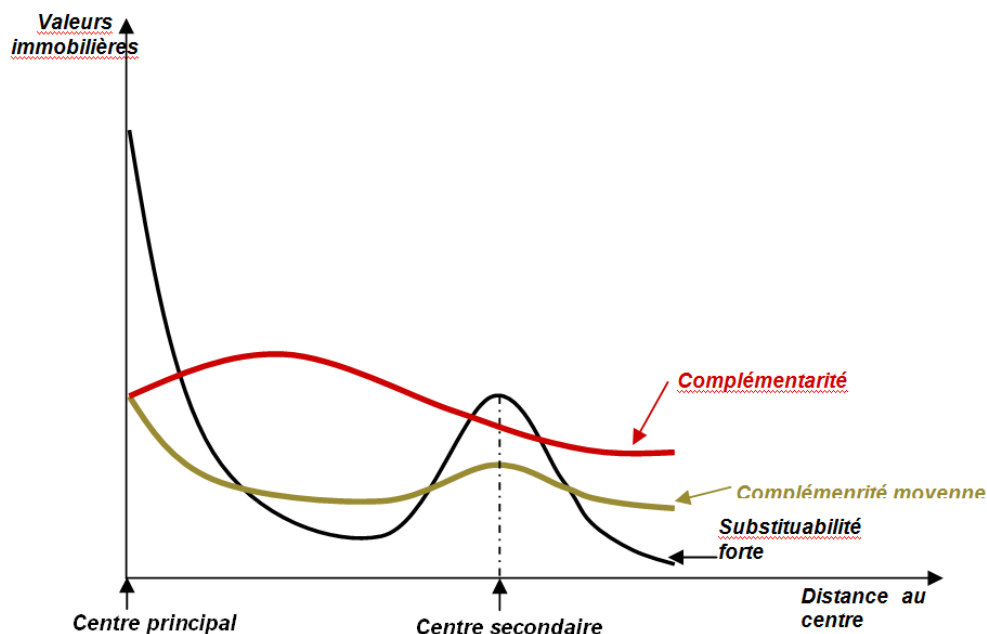
Les liens entre centralité et aménités urbaines sont encore peu étudiés. Les approches théoriques du type de celles développées par Brueckner, Thisse et Zenou (1999) suggèrent toutefois un rôle essentiel des aménités offertes par les centres. De même Voith (1992,1998) souligne l'importance des aménités spécifiques aux centres historiques et leur difficile réplcation au sein de centralités secondaires. Dans le cadre d'une analyse de la dégradation du centre d'Atlanta, Bolton (1992) insiste sur la valorisation persistante, y compris par les ménages suburbains, d'un "sens du lieu" qui ne se manifeste que dans le cadre des villes-centre. Il propose d'ailleurs d'appliquer à ce processus de valorisation les concepts de théorie de la valeur développés en économie de l'environnement. En raison de leurs attributs non reproductibles et non substituables, les centres se voient reconnaître « une valeur d'option », les ménages suburbains ayant une disposition à payer pour conserver la possibilité d'accéder au centre, ainsi qu'une « valeur d'existence pure », liée au caractère irréversible de la destruction éventuelle de tels attributs.

La prise en compte de l'ensemble de ces motifs peut conduire d'une part à justifier l'impact rémanent des différentes centralités urbaines en dépit du rôle décroissant des distances domicile-travail, et d'autre part à privilégier les relations de complémentarité entre les centres, certains jouant le rôle de centres d'emplois, d'autres celui de lieux de consommation de biens et services. Cette hypothèse peut toutefois avoir des conséquences importantes sur la forme des gradients de valeurs immobilières résidentielles.

1.2.2 Substituabilité et complémentarité

Ainsi que le suggère la figure 2, la forme des gradients de valeurs foncières ou immobilières détectables à proximité des pôles secondaires dépend, de manière cruciale, des relations de complémentarité ou de substituabilité entre les différents centres. Trois configurations sont envisageables :

- (i) en cas de substituabilité forte, les valeurs foncières/immobilières sont supposées augmenter fortement à proximité du centre principal comme du centre secondaire, laissant apparaître un gradient à forte pente
- (ii) Dans la configuration opposée de complémentarité forte entre les centres, la valorisation accentuée des localisations intermédiaires (entre le centre principal et le centre secondaire) peut conduire à une inversion du gradient « intérieur », conduisant d'une part à détecter des gradients de signe inversé, et d'autre part à envisager des gradients fortement asymétriques en fonction des directions.
- (iii) Enfin, un troisième ensemble de configurations résulterait de relations de complémentarité modérée entre les centres, conduisant à des gradients d'orientation traditionnelle mais de faible ampleur, par « aplatissement ».

Fig. 2. Relations de complémentarité entre les centres et forme des gradients de prix immobiliers

Au sein des travaux existants, les conclusions apparaissent hétérogènes. Une série d'analyses conduites sur la structuration des valeurs foncières résidentielles de Los Angeles privilégie des relations de forte complémentarité en utilisant une spécification multiplicative des gradients polycentriques (Heikkila et al., 1989 ; Richardson et al., 1990).

A contrario Bender et Hwang (1985), concluent, à partir du cas des valeurs foncières résidentielles au sein de l'agglomération de Chicago, à une forte substituabilité entre trois centres majeurs, avec l'émergence, à côté de la zone d'influence exclusive du centre principal, de deux structures monocentriques centrées autour des deux sous-centres identifiés⁵. Ces résultats sont obtenus à partir d'une partition préalable des observations.

Sivitanidou (1996, 1997) teste plusieurs spécifications possibles des hypothèses sur les relations entre les différents centres de l'agglomération de Los Angeles, à travers un modèle de détermination des valeurs foncières de l'immobilier de bureau.

Trois modèles sont successivement estimés :

- (i) Dans le premier d'entre eux, les variables d'accessibilité comprennent la distance au CBD et la distance au centre secondaire le plus proche, parmi les huit centres de second rang identifiés.
- (ii) Une version modifiée du premier modèle consiste, dans un second temps, à introduire, en plus de la distance au centre secondaire le plus proche, les distances aux deuxième, troisième, ..., n-ième sous-centres les plus proches.

⁵ "Chicago can best be characterised as consisting of a major monocentric "city" and two (...) minor monocentric "cities" with overlapping boundaries" (Bender et Hwang, 1985, 105).

- (iii) Enfin, une troisième configuration, consiste à introduire, sous une forme multiplicative, la distance à chacun des centres, introduisant une forte complémentarité entre tous les centres.

Si l'estimation du premier modèle conduit à l'obtention de coefficients significatifs tant pour la distance au CBD que pour celle au centre secondaire le plus proche, les résultats du second modèle indiquent que l'hypothèse d'une complémentarité entre les centres de second rang ne peut être rejetée. L'auteur en conclut donc que les centres de second rang ne sont pas non plus substituables entre eux, de sorte qu'il est fondé à estimer une troisième variante ou l'ensemble des centres sont supposés complémentaires. L'estimation conduit alors à n'identifier que trois centres secondaires ayant un effet significatif.

1.3 Problématique et démarche adoptée

Compte tenu des développements précédents, et de l'absence de travaux équivalents sur les aires urbaines françaises, l'application des méthodes d'estimation des gradients de valeurs immobilières polycentriques sur des villes françaises doit permettre de répondre à trois enjeux majeurs :

- (i) L'émergence de centralité secondaires au sein des aires urbaines françaises conduit t-elle à une structuration polycentrique des marchés immobiliers, avec quel degré de remise en cause du gradient monocentrique ?
- (ii) Quel rôle jouent les deux types de centres « émergents » , centres suburbains et villes satellites, dans cette structuration des marchés immobiliers ?
- (iii) Compte tenu de l'ampleur de l'incertitude concernant la forme exacte des gradients de valeurs immobilières à proximité des centres secondaires, quelles sont les relations dominantes de substituabilité ou complémentarité entre centres, et quelles asymétries manifestent les gradients ?

2. Données et méthode

2.1 Le choix de l'aire urbaine bordelaise

La métropole bordelaise est largement affectée par les deux processus de restructuration des centralités urbaines déjà évoqués. D'un côté elle connaît depuis plusieurs décennies un étalement résidentiel marqué (Pouyane, 2005), associé plus récemment à un mouvement plus limité mais sensible de suburbanisation des activités. Le tableau 1 présente l'évolution du poids démographique et économique des trois types d'espaces urbains identifiés par le Zonage en Aires Urbaines (ZAU) de l'INSEE. Le mouvement de desserrement urbain affecte aussi bien l'emploi que la population. Néanmoins, son poids dans l'emploi salarié privé reste nettement supérieur à son importance démographique. Si Bordeaux n'accueillait plus que 24% des habitants en 1999, elle concentrait encore 38% des emplois salariés privés. La proportion est d'ailleurs plus importante encore si l'on ajoute l'emploi public, fortement représenté dans la ville-centre. Néanmoins, cette distorsion entre emploi et population s'est rapidement réduite durant les vingt dernières années : les pertes d'emploi de la ville-centre au bénéfice des couronnes suburbaine et périurbaine sont en effet beaucoup plus massives que les mouvements de population (-6,5% entre 1982 et 1990, -9,8% entre 1990 et 1999). Le desserrement des activités se limite pour l'essentiel à la couronne suburbaine: si l'habitat périurbain séduit un nombre croissant de ménages, les activités quittant la ville-centre se relocalisent majoritairement dans l'espace de la ville agglomérée.

Tableau 1. Evolution du poids des différentes composantes de l'espace métropolitain

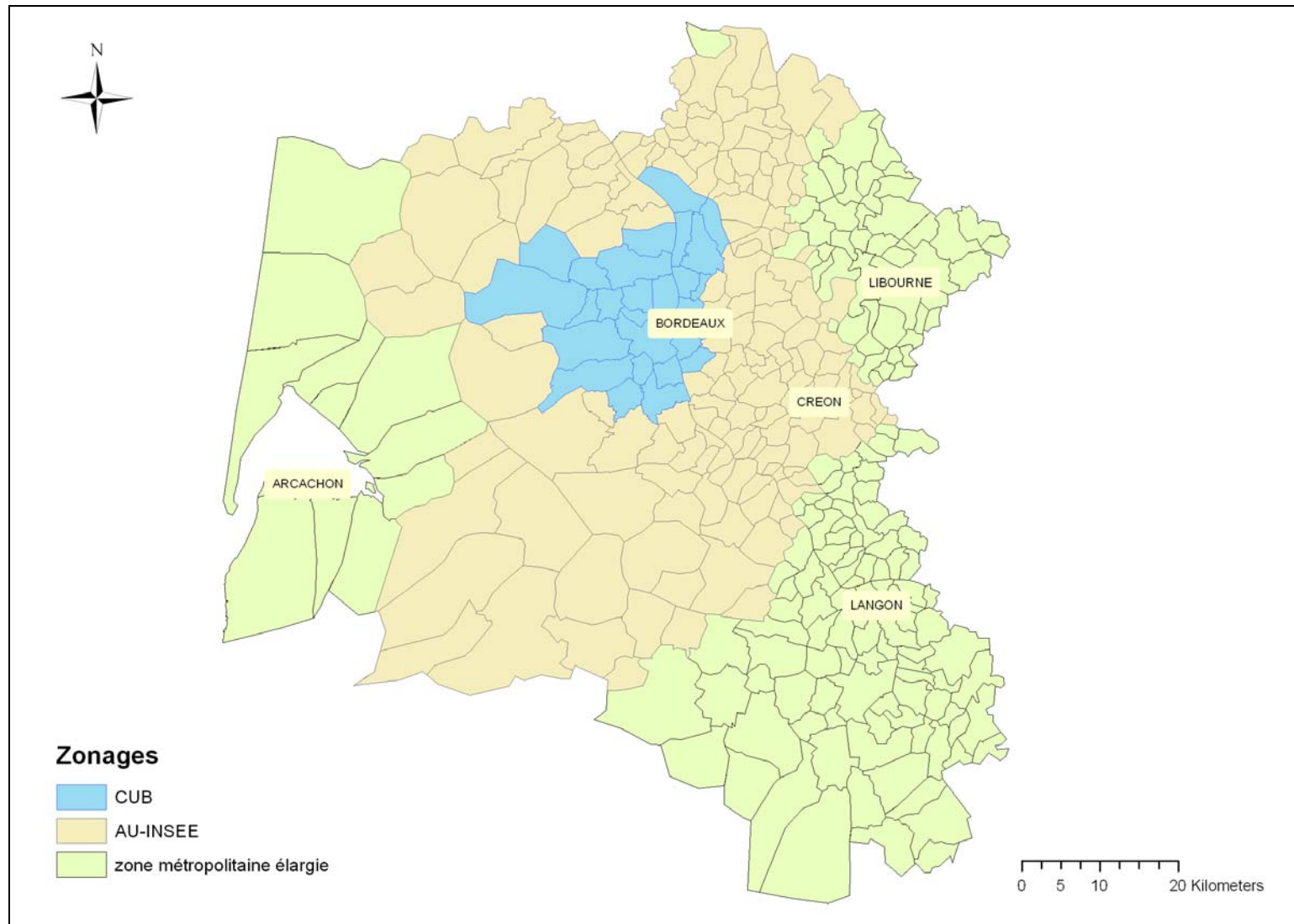
Variable	Type d'espace urbain *	1982	1990	1999
Population (INSEE)	ville-centre	27.33%	25.33%	24.35%
	Banlieue	57.87%	58.52%	59.00%
	Périurbain	14.80%	16.15%	16.66%
Emploi salarié Privé (UNEDIC)	ville-centre	50.43%	43.64%	38.23%
	Banlieue	44.27%	50.59%	54.40%
	Périurbain	5.31%	5.77%	7.36%

* Zonage en aires urbaines, INSEE, périmètre de 1990.

Ce processus de suburbanisation s'est accompagné de l'émergence de nouveaux pôles périphériques d'activités au sein de l'espace central (caractérisés dans des travaux antérieurs, cf Gaschet, 2000, 2003) ainsi que de l'intégration dans sa zone d'influence de villes moyennes situées à une cinquantaine de kilomètres du centre. Les cheminements de l'étalement urbain et l'analyse de la géographie récente des déplacements domicile-travail révèlent sans conteste une intégration croissante de trois villes satellites, Langon, Arcachon et Libourne, dans l'espace d'influence métropolitaine.

Cette extension de la zone d'influence métropolitaine déborde largement les limites de l'aire urbaine définies par le ZAU de l'INSEE en 1999. Sur la base des propositions de P. Julien dans le cadre du groupe d'étude ESIU (Espaces sous Influence Urbaine), nous retenons une aire métropolitaine d'influence plus large intégrant les communes des bassins de vie dont 25% au moins des actifs travaillent dans l'aire urbaine (Julien, 2007). Ce critère permet d'intégrer dans l'étude les principales villes satellites de l'agglomération bordelaise, et totalise 341 communes (cf figure 3).

Fig. 3. Les limites de l'aire urbaine de Bordeaux : du ZAU à l'aire métropolitaine élargie



2.2 L'identification des sous-centres : centres suburbains et « villes intégrées »

2.2.1 Méthode d'identification des centres secondaires d'emplois

Les méthodes d'identification exogènes des centres secondaires ont été développées dans les années 90, à partir de la notion de concentration locale des activités. Mac Donald (1987) a exploré les fondements théoriques de ces indicateurs, le conduisant à retenir comme critère le plus pertinent l'existence *d'une concentration localisée des emplois*, c'est à dire l'existence de pics secondaires de densité. Il propose ainsi de retenir comme centres potentiels une unité spatiale, ou un ensemble d'unités spatiales contiguës présentant un niveau de concentration spatiale supérieur à l'ensemble des zones voisines. La pertinence de ce critère est fondée sur sa capacité à réfuter les prédictions essentielles du modèle monocentrique. Ce dernier prévoit en effet une décroissance continue de densités urbaines de population, mais aussi d'emplois, avec la distance au centre. Dans une ville monocentrique, la seule unité spatiale pouvant remplir ce critère est le centre principal. Même si une proportion importante des activités est localisée à l'extérieure de ce dernier, dès lors que la décroissance de la densité d'emploi reste vérifiée, toute unité spatiale non-centrale est dominée par une unité adjacente et située plus près du centre.

Mac Donald montre de plus que les indicateurs de concentration les plus pertinents sont la densité brute d'emplois et le rapport de l'emploi total à la population résidente locale⁶. Cette méthode a l'avantage de ne pas reposer sur la fixation arbitraire d'un seuil de sélection, mais favorise l'identification comme centres d'espaces présentant de faibles densités d'emploi mais entourés d'unités uniquement résidentielles.

Giuliano et Small (1991) ont proposé, pour éviter ce dernier écueil, de compléter la méthode précédente par l'adjonction de seuils critiques concernant le critère de concentration et la somme totale d'emplois localisés dans le ou les unités finalement retenues. Un espace sera donc repéré comme centre dès lors qu'il est constitué *d'une ou plusieurs unités contiguës présentant une densité brute d'emplois supérieure à l'ensemble des unités voisines et à un seuil D, et totalisant un nombre minimum N d'emplois*. Cette méthode, qui fait depuis largement consensus, a fait l'objet de plusieurs applications, avec des seuils critiques différents. Elle a été appliquée sur Los Angeles par Giuliano et Small (1991), Small et Song (1994) et Song (1994). Elle a également fait l'objet d'applications à Chicago (Mac Millen et Mac Donald, 1998a et b), sur Cleveland (Bogart et Ferry, 1999), et sur San Francisco (Cervero et Wu, 1997).

Des méthodes plus récentes, fondées sur l'induction statistique par la mobilisation de statistiques LISA, ont été proposées pour identifier les concentrations d'emplois (Guillain et al., 2004). Cependant, une incertitude lourde persiste quant au signe adéquat des indicateurs localisés d'auto-corrélation spatiale, rendant les critères de sélection ambigus.

⁶ L'utilisation de ratios emploi sur population est également théoriquement fondée, puisque, selon la démonstration proposée par Capozza (1976), le modèle monocentrique conduit aussi à une décroissance continue de cet indicateur lorsque la distance au centre augmente.

L'identification des sous-centres sera donc fondée sur la critériologie de Giuliano et Small (1991). Compte tenu de l'hétérogénéité de l'espace d'étude et des sources statistiques, une procédure distincte a toutefois été développée pour identifier les deux grands types de centralités secondaires identifiées précédemment : centres suburbains et villes satellites.

2.2.2 L'identification des centres suburbains

L'identification des centres suburbains a été conduite au sein de l'espace le plus central de la zone d'étude, circonscrit au périmètre de la Communauté Urbaine de Bordeaux pour des raisons liées aux sources statistiques. Ce périmètre institutionnel ne compte que 27 communes, contre 51 communes recensées en 1999 par l'INSEE au sein du pôle urbain de l'aire urbaine, mais concentre la plus grande partie de la population et de l'emploi de ce dernier.

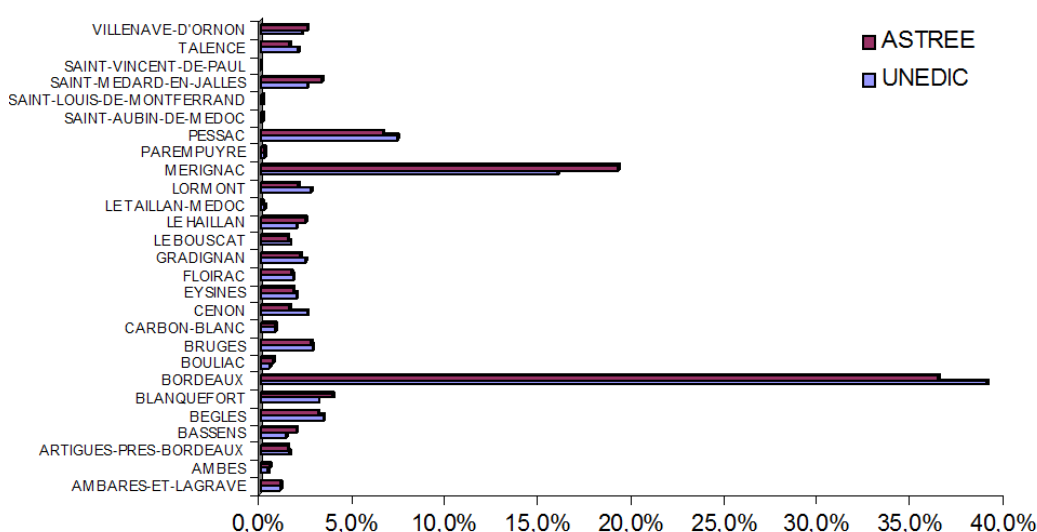
Compte tenu de la forte densité de cet espace, l'identification des sous-centres (de même que la délimitation précise du centre principal) doit être conduite à une échelle infracommunale. Cette contrainte impose toutefois de recourir à des sources de données nouvelles, l'INSEE ne proposant pas, à l'échelle des IRIS 2000, de statistiques d'emplois au lieu de travail. L'estimation localisée de l'emploi à l'échelle des IRIS a été conduite à partir de la géolocalisation, au sein d'un SIG, des établissements (privés) recensés dans la base de données ASTREE⁷. Cette base de données présente des limites, d'une part en ne retenant que les établissements du secteur privé, d'autre part par l'absence de renseignement systématique du nombre d'emplois salariés au sein de l'établissement. Toutefois, la base ASTREE a pu être appariée avec des fichiers d'établissements mieux renseignés mis à notre disposition par les services de la CUB. Ainsi le nombre d'emplois au sein des établissements recensés sur le territoire de la CUB⁸ a pu être renseigné dans 91% des cas.

Une comparaison avec le nombre d'emplois salariés privés recensés sur le territoire de la CUB par l'UNEDIC pour l'année 2006 indique que la base de données ainsi constituée ne recense qu'environ 64% des emplois salariés privés. Toutefois, la figure 4 indique que, à l'échelle de la CUB, la distribution communale de l'emploi selon ASTREE n'est que marginalement biaisée : elle sous-estime l'emploi dans la ville-centre (36% dans ASTREE contre 39% selon l'UNEDIC) et surestime l'emploi localisé sur la commune de Mérignac (19,3% contre 16%).

Compte tenu de l'objectif assigné à cette base –l'identification infra-communale des pics de densité de l'emploi- la non exhaustivité du dénombrement des emplois salariés ne pose pas de problème majeur : seule importe la connaissance de la distribution spatiale des emplois.

⁷ Il s'agit d'une base de données commercialisée par le bureau Van Dick, recensant les établissements implantés sur le territoire français et renseignant leurs coordonnées géographiques de latitude et de longitude.

⁸ Dans 12% des cas seule une tranche d'effectifs salariés était disponible, nous conduisant à retenir la valeur médiane de l'intervalle. Les valeurs maximales et minimales des intervalles ont également été systématiquement utilisées pour calculer les trois statistiques locales d'emploi : minimale, médiane, maximale.

Fig. 4. Comparaison des distributions communales de l'emploi en 2006 selon les bases ASTREE et UNEDIC

L'identification des différents centres d'emplois a été conduite par application des critères de Giuliano et Small, en ne retenant que le ou les IRIS contigus présentant une densité nette⁹ d'emplois supérieure à l'ensemble des unités voisines et à un seuil de 70 emplois/hectare, tout en totalisant au moins 5000 emplois.

Outre le centre principal, quatre centres secondaires suburbains ont ainsi pu être identifiés, l'un d'eux sur la commune de Bordeaux (Bordeaux-Lac), les trois autres en première couronne : Mérignac, Blanquefort, et Pessac. On notera, comme l'indique le tableau 2, la taille importante du pôle mérignacais, équivalente à celle du centre principal. Par rapport à l'identification conduite sur un zonage similaire pour l'année 1998, (cf. Gaschet, 2000), il s'agit d'une inflexion importante : le pôle mérignacais comparable¹⁰ ne comptait alors que 30% environ des emplois du centre principal.

Tableau 2. Les centres d'emplois au sein de la CUB

Centres d'emplois	Nombre d'emplois*
Bordeaux-centre	19026
Mérignac	17356
Blanquefort	5417
Pessac ZI	8762
Bordeaux-Lac	5200

*Source : fichier Astree, 2006. Traitement des auteurs.

⁹ Il s'agit de la densité calculée par rapport à la surface cadastrée bâtie, calculée au sein d'un SIG à partir du cadastre numérisé fourni par l'IGN pour l'année 2006.

¹⁰ L'identification a été conduite, pour l'année 1998, sur les IRIS 5000, qui ne recourent pas parfaitement les IRIS 2000 utilisés ici.

2.2.3 L'identification des villes « intégrées »

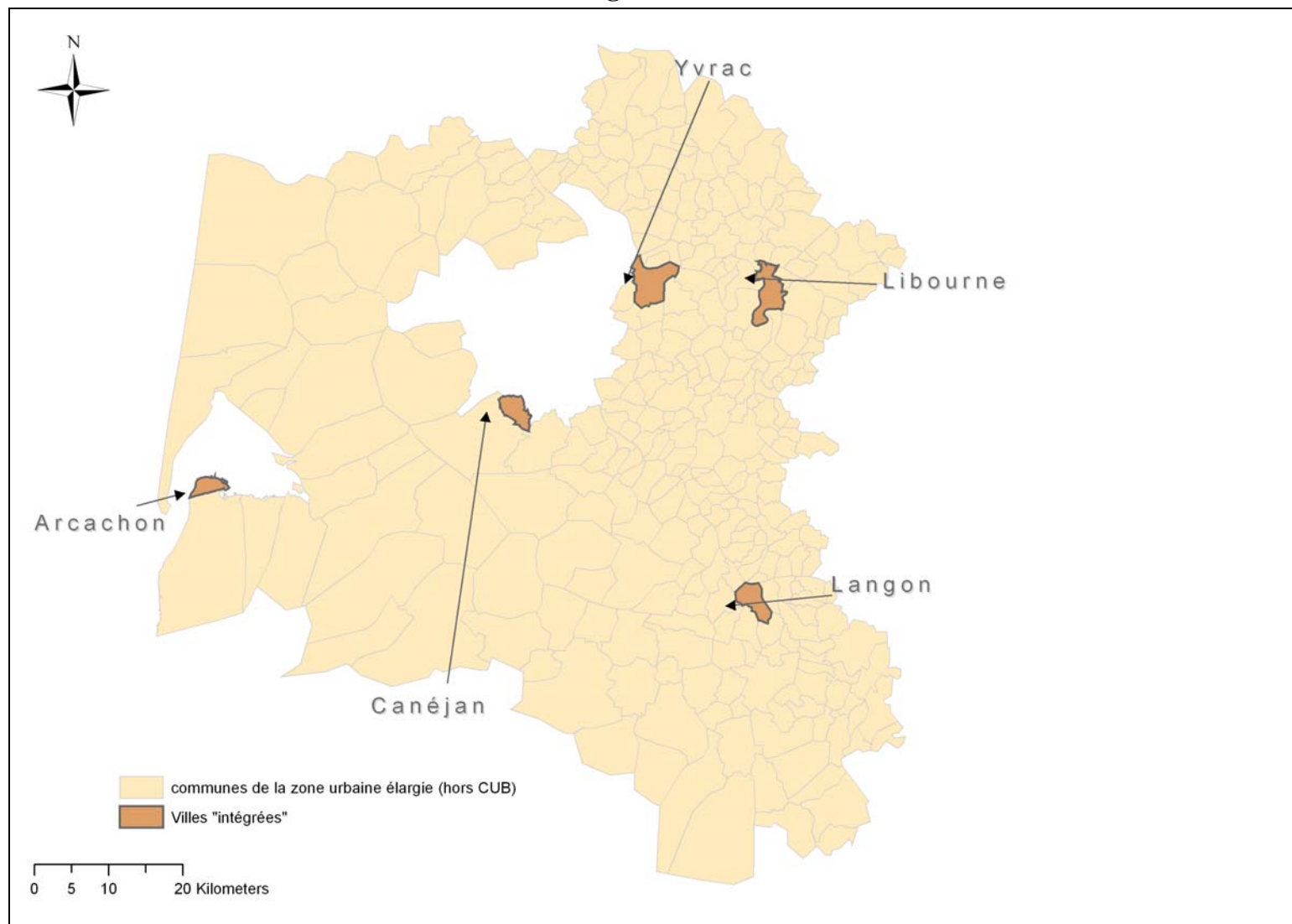
L'identification des pôles d'emplois périphériques hors des limites de la CUB, a été conduite selon une critériologie similaire, mais à l'échelle communale, en retenant un seuil critique de densité brute à 100 emplois par hectare. Outre les trois villes moyennes logiquement attendues (Archachon, Libourne et Langon), deux pôles plus proches de l'agglomération émergent : Canéjan et Yvrac-Saint Loubès.

Tableau 3. Les pôles d'emplois hors de la CUB

Pôles d'emplois hors CUB	Nombre d'emplois*
Arcachon	3322
Libourne	8722
Canéjan	4334
Langon	4074
Yvrac-Saint Loubès	7401

*Source : UNEDIC, 2006.

Fig. 5. Identification des centres suburbains et des villes « intégrées » au sein de l'aire d'étude



2.3 La méthode des prix hédoniques

2.3.1 Principe général de la méthode

La méthode des prix hédoniques s'est développée à la suite de l'article fondateur de S. Rosen (1974), en continuité des travaux de précurseurs tels que Griliches (1961). L'application de cette méthode au logement s'est particulièrement développée dans les années 1970-1980, et continue encore aujourd'hui de susciter de nombreuses études, dont le présent article.

L'intuition de départ est la suivante : le logement est par nature un bien hétérogène, et il est très délicat dans ces conditions de comparer les prix immobiliers, encore plus d'en analyser les facteurs de formation. L'idée est donc, en se basant sur la théorie de la demande de Lancaster (1966), de considérer que le bien logement est une combinaison de caractéristiques (supposées) homogènes, dont il est possible de calculer le prix implicite (ou hédonique) : « bien que le panier agrégé [de caractéristiques] n'aie pas de prix commun, les composantes en ont un » (Sheppard, 1999, p. 1597). L'enjeu est donc de décomposer le prix global d'un bien complexe en prix élémentaires de chacun des attributs qui constituent ce bien.

Le programme du ménage est le suivant :

$$\text{Max } U = U(Z, H)$$

$$\text{Ss c. } Y = p_Z \cdot Z + p_H \cdot H$$

Où H est le bien logement, Z un bien composite regroupant tous les autres achats, Y le revenu du ménage. Le bien logement peut être représenté par un vecteur de caractéristiques :

$$H = H(x_1, x_2, \dots, x_i)$$

En résolvant le programme, on obtient par les conditions de premier ordre le prix hédonique p_i de la caractéristique x_i . C'est un prix implicite, dans la mesure où il ne fait pas véritablement l'objet d'un échange sur le marché. Il est par ailleurs égal au taux marginal de substitution de la caractéristique au bien composite. Il s'agit bien d'un prix marginal, associé à une minuscule variation de la caractéristique étudiée.

$$p_i = \frac{\partial p_H}{\partial x_i}$$

2.3.2 Limites et problèmes techniques liés à la mise en œuvre de la méthode des prix hédoniques

Les différentes critiques que l'on peut adresser à cette méthode sont aujourd'hui bien connues. Au-delà des problèmes d'ordre technique que nous développons ci-après, il faut être conscient que l'analyse hédonique des marchés immobiliers repose sur un certain nombre d'hypothèses (bien discutées dans Cavailhès et Joly, 2006, pp. 84-86) : d'abord, le fait que l'on prête aux agents un certain type de rationalité, qui écarte par exemple la possibilité de comportements ostentatoires, ce qui fait dire à J.-P. Lacaze (2002) que « les prix hédoniques n'expliquent pas les femmes nues sculptées sur les façades des immeubles » ; ensuite, l'hypothèse d'un ajustement de marché sans coût ni délai écarte

l'existence, pourtant évidente et reconnue (e.g. Quan, 2002), de coûts de transaction sur le marché immobilier (coûts de recherche de l'information, notamment); enfin, l'hypothèse de continuité de l'offre d'attributs est indispensable à l'analyse hédonique (dans la mesure où l'on pratique l'analyse marginaliste – techniquement, la dérivation de fonctions nécessite que celles-ci soient continues), alors que l'on sait pertinemment que se posent des problèmes d'indivisibilité des biens et d'incompatibilité des caractéristiques qui biaisent les résultats. Beaucoup de variables utilisées en analyse hédonique sont discrètes, et non continues. Ces limites « structurelles » de l'analyse hédonique introduisent des biais dans les résultats, mais n'empêchent pas de la pratiquer.

D'un point de vue purement technique, quatre problèmes principaux se posent. Nous mentionnons pour chacun la manière dont nous comptons y remédier :

1. La **simultanéité** introduit un biais d'endogénéité dans les régressions. Ce problème émerge lorsque la variable expliquée (le prix du logement) et certaines variables explicatives (par exemple, la surface habitable) sont déterminées conjointement lors de la transaction. Dans ce cas, les variables explicatives ne sont plus indépendantes des résidus : elles sont endogènes, et les résultats sont biaisés (cf. *Encadré 1*). La solution retenue se fait en deux temps : d'abord, transformer le prix de manière non linéaire (transformation Box-Cox (Cavailhès, 2005) ou logarithmique (Joly *et al.*, 2007)). Nos tests de la transformation Box-Cox ont montré qu'on ne pouvait pas rejeter la transformation en logarithme, ce qui justifie notre choix d'un modèle log-linéaire pour les estimations¹¹. Ensuite, il est indispensable d'utiliser la méthode des variables instrumentales, c'est-à-dire adopter un jeu d'instruments en lieu et place des variables explicatives endogènes. Dans notre modèle, la seule variable endogène du modèle est la variable de revenu médian à l'IRIS, comme le montrent les résultats du test d'exogénéité. Inspirés en cela par J. Cavailhès (2005), nous l'avons instrumentée au moyen de l'appartenance de l'IRIS à un quartile de revenu médian. Ces instruments permettent d'estimer relativement bien la variable endogène, comme le montre le R^2 de première étape ; de plus, le calcul de la statistique de Sargan nous permet de ne pas rejeter l'hypothèse d'exogénéité des instruments au seuil de 10 % (cf. Tableau 4 et tableau 5).

Encadré 1. Endogénéité et variables instrumentales

Un des principaux problèmes techniques auxquels on doit faire face lorsque l'on estime des fonctions de prix hédoniques est celui de **l'endogénéité des variables explicatives**. Ce problème a notamment comme source la simultanéité : il survient lorsque certains régresseurs et la variable expliquée sont fixés en même temps¹². Un exemple assez connu, et documenté par exemple dans Charlot *et al.* (2006, pp. 77 et ss.), est celui du prix d'un bien immobilier et de la composition socio-démographique du quartier ou du revenu moyen du quartier : les deux variables s'influencent réciproquement, sont à la fois cause et conséquence l'une de l'autre. Techniquement, en cas

¹¹ La valeur du coefficient λ de la transformation Box-Cox s'établit à 0,2 : on ne peut donc pas rejeter, au seuil de 5%, qu'il soit nul – ce qui revient à opérer une transformation logarithmique.

¹² On lui connaît deux autres causes, qui sortent du champ de notre propos : l'omission de variables explicatives et les erreurs de mesure (cf. Greene)

d'endogénéité d'une variable explicative, cette variable et le résidu estimé de la régression sont corrélés (la covariance n'est pas nulle). Le coefficient estimé de la variable endogène n'est donc pas convergent, le modèle n'est « qu'apparemment linéaire » (Robin, 2002).

Dans ce cas, la solution est d'employer la **méthode des variables instrumentales**. Il s'agit de trouver, pour la ou les variables endogènes, un ensemble de variables appelées « instruments », susceptibles d'être introduites à la place des variables endogènes dans la régression. Les instruments doivent respecter trois critères : 1. Au moins autant d'instruments que de variables endogènes ; 2. Les instruments doivent être corrélés avec les variables endogènes ; 3. Les instruments ne doivent pas être eux-même endogènes, i.e. ils doivent être indépendants des résidus estimés (covariance nulle).

La méthode habituelle est de procéder en deux temps : ce sont les **MCO en deux étapes** (*two-stage least square*). Dans une première étape, on estime le modèle simple, puis on régresse les variables soupçonnées d'être endogènes sur un jeu d'instruments. La deuxième étape consiste à substituer les instruments aux variables endogènes dans le modèle, et à l'estimer.

Le choix des instruments, problème très délicat, est entièrement laissé à la discrétion du modélisateur, à condition qu'ils respectent les trois conditions énoncées ci-dessus. Seules les deux dernières posent problème :

Pour s'assurer que les instruments sont corrélés avec les variables supposées endogènes, on reporte le R^2 de la régression de la variables endogène avec son ou ses instruments. C'est le R^2 dit « de première étape ».

Pour s'assurer que les instruments sont bien indépendants, on réalise un test de Sargan, appelé aussi « test de restriction suridentifiante » (le test de Sargan est impossible à mener si l'instrument est unique). Ce test revient à tester l'hypothèse selon laquelle la covariance des résidus et des instruments est nulle.

Enfin, il est nécessaire de s'assurer que la variable instrumentée, jusque-là *supposée* endogène, l'est bien en effet. Pour cela, on réalise un test d'Hausman, qui mesure la distance entre l'estimateur des variables instrumentales et l'estimateur des MCO simple : en l'absence d'endogénéité, les deux estimateurs sont convergents, et celui des MCO est à variance minimale ; en présence d'endogénéité, seul l'estimateur des variables instrumentales est efficient (Greene, 2005, 5.5). En pratique, le test de Durbin-Wu-Hausman (DWH), proposé par Davidson et McKinnon (1993, chap. 7) et appelé parfois « test de régression augmentée », est plus facile à mettre en œuvre (Charlot *et al.*, 2006, encadré 9.1.) :

On régresse par les MCO la variable endogène sur le ou les instruments choisis.

On récupère les erreurs de cette régression, et on les introduit dans le modèle initial (y compris la variable endogène) ;

On teste H_0 : nullité du coefficient de l'erreur contre H_1 : non-nullité du coefficient de l'erreur (en pratique, on regardera la significativité du coefficient de l'erreur). Si on ne peut pas rejeter H_0 , alors la variable est bien endogène.

2. La **multicolinéarité** intervient lorsque plusieurs variables explicatives sont corrélées linéairement. Nous avons systématiquement opéré un diagnostic de colinéarité à l'aide de la Tolérance dans chacune des régressions, et reformulé le modèle ou transformé les variables en cas de problème avéré.
3. L'**autocorrélation spatiale** (Le Gallo, 2002, pour un exposé clair de ce concept) doit également être traitée, dans la mesure où elle est souvent présente dans les modèles hédoniques appliqués au logement (Anselin, 2007). L'autocorrélation spatiale sera traitée dans une version ultérieure de cet article.
4. Enfin, la **qualité des données** est particulièrement importante dans l'estimation de modèles hédoniques (Sheppard, 1999). Nous avons pu disposer pour cette étude de la meilleure base de transactions immobilières à l'heure actuelle en France, la base PERVAL (cf. **Erreur ! Source du renvoi introuvable.**)¹³.

Encadré 2. La base des transactions immobilières PERVAL

La base de données dite PERVAL est constituée des références immobilières du Notariat. Elle recense les transactions immobilières enregistrées par les études de notaires. Elle est construite sur une base déclarative (les études peuvent choisir de l'alimenter ou pas), mais sa représentativité est assez forte (de l'ordre de 80% des transactions dans les grandes villes, avec une certaine variabilité de ce taux selon les quartiers).

La base PERVAL regroupe un ensemble d'informations extrêmement riches sur les biens immobiliers : caractéristiques du bien, de l'acheteur et du vendeur, etc. Elle est à ce jour considérée comme la base de données la plus fiable et la plus représentative pour les études sur le marché immobilier, comme en témoigne d'ailleurs son prix astronomique.

Etant donné la qualité des données, le travail de « nettoyage » de la base n'a éliminé que peu de transactions. Un simple filtre sur les variables incluses dans le modèle nous a permis d'identifier et d'éliminer les observations « aberrantes », peu nombreuses au demeurant.

¹³ Nos remerciements vont à Monique Gadais et David Caubel, du groupe ESIU, pour leur intercession auprès du MEDDATT, qui nous a fourni gracieusement ces données pour cette étude.

2.4 Les modèles testés

Nous cherchons à comprendre l'influence des centres secondaires d'emploi sur les prix fonciers. Dans notre modèle, nous distinguons les variables explicatives de contrôle par blocs (cf. tableau), suivant en cela les trois grandes catégories d'attributs résidentiels identifiés dans la littérature : caractéristiques physiques de la propriété, caractéristiques du voisinage, et caractéristiques liées à l'accessibilité (Ozdilek, Des Rosiers, Canonne, 2002) :

- Le premier bloc comprend les caractéristiques intrinsèques des biens (C) : un certain nombre de variables ont été retenues pour leur effet notoire sur le prix des biens immobiliers : le caractère neuf ou ancien du bien (variable *inf5ans*), le type du bien (*Dmais_app*, variable muette égale à 1 s'il s'agit d'une maison, et 0 sinon), les caractéristiques générales des maisons (de plain-pied, pavillon ou villa (catégorie de référence : maison de ville), surface du terrain) et des appartements (rez-de-chaussée, appartement de type studio ou duplex (catégorie de référence : appartement « standard »), présence d'un balcon ou d'une terrasse). La surface est bien sûr une variable indispensable à prendre en compte, mais elle présente un caractère d'endogénéité indéniable : il s'agit de trouver des instruments adaptés, la pratique étant de retenir le nombre de pièces et de salles de bain (Joly *et al.*, 2007), option retenue également ici.
- Le deuxième bloc comprend les caractéristiques d'environnement (E). Les caractéristiques du quartier ont été calculées sur la base du zonage en IRIS (cf. *supra*) : il s'agit de la proportion de logements construits entre 1990 et 1999, et de l'appartenance de l'IRIS au quartile de revenu médian (la variable « revenu médian » ne pouvait être introduite en raison du biais d'endogénéité)¹⁴. Les caractéristiques d'usage du sol ont été calculées à partir du SIG Corine Land Cover (CLC) : il s'agit de l'usage du sol dominant (urbanisé (catégorie de référence), agricole, vigne, forêt, fleuve) dans un carré de 100 m. de côté autour du bien qui fait l'objet de la transaction (cf. figure 6)¹⁵.
- La trajectoire temporelle des prix a été prise en compte à partir de variables muettes basées sur l'année de la transaction (T), comme c'est l'usage.

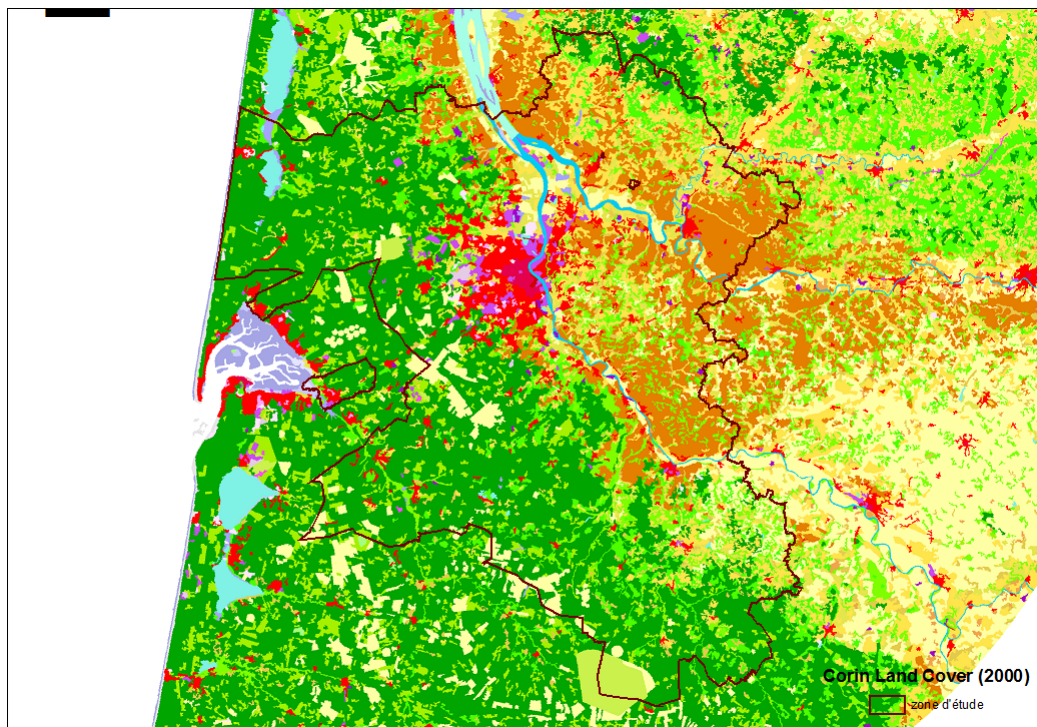
Les caractéristiques liées à l'accessibilité sont celles qui nous intéressent plus particulièrement dans cette étude. La prise en compte de la structure métropolitaine des emplois est faite à partir de variables de **distance** (D) : ce sont ces variables qui vont nous permettre de statuer sur l'influence relative des centres secondaires d'emploi sur les prix immobilier, c'est-à-dire dans quelle mesure l'accessibilité à ces centres est capitalisée dans les prix. La distance au centre principal (hypercentre de Bordeaux) ainsi que les distances aux différents centres secondaires identifiés *supra* seront introduites selon différentes combinaisons dans le modèle. On y a également joint la distance au littoral

¹⁴ Pour la construction de cette variable muette, nous nous sommes inspirés de J. Cavailhès (2005).

¹⁵ La nomenclature initiale de CLC est divisée en 44 usages du sol différents (le détail peut être consulté sur <http://www.ifen.fr/bases-de-donnees/occupation-du-sol/nomenclature.html>), que nous avons consolidés.

(*dlittoral*) et la distance à la route pénétrante la plus proche (*disazi*), dans la mesure où nous voulions prendre en compte les aménités littorales ainsi que le différentiel d'accessibilité et/ou les nuisances associées à la proximité à une route de fort débit. On notera que, pour éviter la multicollinéarité entre les différentes distances¹⁶, et à l'instar de McDonald et Prather (1994), nous introduisons les distances aux centres secondaires sous une forme inverse.

Figure 6. L'usage du sol d'après le SIG Corine Land Cover (2000)



Nous avons justifié plus haut notre choix d'une spécification log-linéaire pour ce modèle, qui se présente alors sous la forme suivante :

$$\ln P_i = \alpha + \sum_j \beta_j C_{j,i} + \sum_k \delta_k E_{k,i} + \sum_l \gamma_l L_{l,i} + \rho DC_i + \sum_m \lambda_m f(DSC_{m,i}) + \varepsilon_i$$

où $\ln P_i$ est le logarithme du prix du bien i , $C_{j,i}$ les j variables de contrôle concernant les caractéristiques des biens immobiliers, $E_{k,i}$ les k variables de contrôle d'environnement issues des IRIS où est localisé le bien i , $L_{l,i}$ les l variables de contrôle d'usage du sol à proximité du bien i , DC_i la distance au centre principal, $DSC_{m,i}$ la distance au centre secondaire m . Les ε_i sont des résidus i.i.d. aux propriétés habituelles.

¹⁶ Révélée par des Tolérance aux valeurs extrêmement faibles, parfois jusqu'à 0,001.

Tableau 4. Liste des variables intégrées dans les modèles

Bloc de variable	Intitulé de la variable	Définition de la variable	Source
T	D2000	Variables muettes correspondant à l'année de transaction (valeur de référence : 2006)	PERVAL
	D2002		
	D2004		
C	Dmais_app	Variable muette égale à 1 si le bien faisant l'objet de la transaction est une maison individuelle (0 si	PERVAL
	nbr_piec	Nombre de pièces	
	nbr_sdb	Nombre de salles de bains	
	inf5ans	Variable muette égale à 1 si le bien faisant l'objet de la transaction a été construit il y a moins de 5 ans	
	log_99	Nombre de logements ayant été construits entre 1990 et 1999 dans l'IRIS où est situé le bien faisant l'objet de la transaction	IRIS 2000
E	Q1_me_rev	Variables muettes correspondant à l'appartenance de l'IRIS où est situé le bien faisant l'objet de la transaction aux 4 quartiles de revenu médian (valeur de référence : 4 ^e quartile)	IRIS 2000
	Q2_me_rev		
	Q3_me_rev		
L	CLC2agri	Variables muettes correspondant à l'usage du sol dominant dans un carré de 100 m. de côté autour du bien faisant l'objet de la transaction (agriculture, vigne, forêt, fleuve - catégorie de référence : urbanisé)	CLC 20002
	CLC3vig		
	CLC4for		
	CLC6fle		
C	Mrdc	Variable muette égale à 1 si l'appartement est au rez-de-chaussée, 0 sinon.	PERVAL
	Mapp_dupl	Variable muette égale à 1 si l'appartement est un duplex, 0 sinon.	
	Mapp_stud	Variable muette égale à 1 si l'appartement est un studio, 0 sinon.	
	Mterrasse	Variable muette égale à 1 si l'appartement a une terrasse, 0 sinon.	
	Mbalcon	Variable muette égale à 1 si l'appartement a un balcon, 0 sinon.	
	Mmaistype_pv	Variable muette égale à 1 si la maison est de type "pavillon", 0 sinon.	
	Mmaistype_vi	Variable muette égale à 1 si la maison est de type "villa", 0 sinon.	
	Msrf_ter	Surface de terrain de la maison	
Mpl_pied	Variable muette égale à 1 si la maison est de plain-pied, 0 sinon.		
D	DCentre	Distance au centre de Bordeaux	SIG GREThA : PERVAL et Cadastre numérisé
	INV_disazi	Distance à la route pénétrante la plus proche (forme inverse)	
	INV_dlittoal	Distance au littoral (forme inverse)	
	IDmer	Distance au centre suburbain : Mérignac (forme inverse)	
	IDblan	Distance au centre suburbain : Blanquefort (forme inverse)	
	IDpess	Distance au centre suburbain : Pessac (forme inverse)	
	IDlac	Distance au centre suburbain : Bordeaux-Lac (forme inverse)	
	IDYvrac	Distance à la Ville Intégrée : Yvrac (forme inverse)	
	IDLANGON	Distance à la Ville Intégrée : Langon (forme inverse)	
	IDCANEJAN	Distance à la Ville Intégrée : Canéjan (forme inverse)	
	IDLIBOURNE	Distance à la Ville Intégrée : Libourne (forme inverse)	
	IDARCACHON	Distance à la Ville Intégrée : Arcachon (forme inverse)	

3. Les résultats

3.1 Le modèle monocentrique

La première étape est de tester un **modèle monocentrique**, où seule la distance au centre principal est introduite ($DSC_{m,i} = 0, \forall m$). L'estimation du modèle nous permet d'avancer les résultats suivants :

1. D'abord, la cohérence des résultats quant aux **caractéristiques intrinsèques** des biens : chaque coefficient a le signe attendu et est fortement significatif. Ainsi, le nombre de pièces, de salles de bains, le caractère récent du bien ont bien une influence positive sur le prix. Pour les appartements, la localisation au rez-de-chaussée ainsi que le type studio ont un impact négatif sur le prix, tandis que le type « duplex » et la présence d'une terrasse ou d'un balcon l'influencent positivement. Pour les maisons, la surface du terrain, le caractère de plain-pied, et le type « pavillon » ou « villa » (par rapport à une maison de ville mitoyenne) ont un impact positif sur le prix, comme attendu. Enfin, le signe négatif des variables de période (définies par rapport à l'année la plus récente, 2006) est cohérent avec le fait que nous soyons dans une phase ascendante du cycle. Dans la mesure où, dans les modèles suivants, ces variables ont le même signe et le même caractère significatif, nous ne répèterons pas ces commentaires.
2. L'importance des variables de **revenu médian** de la zone, qui ont le signe attendu (la variable de référence est l'appartenance au quatrième quartile, ce qui explique le signe négatif des coefficients), doit être soulignée : cela montre à notre sens la présence d'une structuration socio-économique de l'espace en lien avec les prix immobiliers, un thème que nous approfondissons dans un travail parallèle sur les DIA de la CUB (Decamps, Gaschet, 2009).
3. Les **usages du sol environnant** ne sont pas significatifs pour expliquer les prix immobiliers, à l'exception de la présence dominante de forêt : cela révèle assez clairement une capitalisation des aménités naturelles dans les prix, un thème particulièrement d'actualité dans la recherche en économie immobilière (e.g. Cavailhès et Joly, 2006 ; Geoghegan, 2002 ; Irwin et Bockstael, 2004 ; McConnell et Walls, 2005, pour un survey). Loin d'être simplement anecdotique, ce résultat a une portée en termes de production de la forme urbaine, puisqu'un courant de recherche émergent explique la production d'une urbanisation discontinue, de type mitage, par la valorisation des espaces naturels (ou non construits) par les ménages (Pouyanne, 2008). Ce type d'urbanisation est d'ailleurs considéré comme un facteur d'amplification de l'étalement urbain (Cavailhès *et al.*, 2003).
4. La **distance** au centre principal, ainsi que la distance au littoral, ont bien le signe négatif attendu. On confirme là ce que l'on pouvait supposer au vu des dynamiques de population, c'est-à-dire que l'agglomération bordelaise au sens étendu est structurée suivant un double principe, de centralité d'une part, de littoralisation d'autre part¹⁷. En revanche, la distance aux pénétrantes

¹⁷ Sur cette double structuration des prix, entre centralité « économique » (les emplois) et centralité « résidentielle » (les aménités), un travail de recherche est en cours avec C. Lacour. D'autre part, la dialectique entre littoralisation et étalement urbain autour d'un centre principal

a un signe positif, qui montre que la capitalisation des nuisances (pollution, bruit, insécurité, vue) fait plus que contrebalancer celle de l'accessibilité.

Le test du **modèle monocentrique pour les deux années extrêmes, 2000 et 2006**, présente quelque intérêt. D'abord, l'usage du sol « forêt » n'est plus significatif en 2006, ce qui peut s'expliquer par le fait que nous n'avons pu disposer de données d'usage du sol que pour l'année 2000. Or, entre ces deux dates, il y a de fortes chances pour que l'environnement ait été substantiellement modifié, et qu'un certain nombre d'espaces naturels aient été artificialisés. Cela illustre assez bien ce que nous pourrions appeler la « schizophrénie de l'urbanisation discontinue » : si les ménages sont attirés par les espaces naturels, ou non construits, leur établissement contribue à les détruire.

Ensuite, on observe une baisse assez sensible du coefficient de la distance au centre : le gradient de prix a tendance à « s'aplatir », signe d'un étalement urbain assez dynamique sur la période, qui conduit à valoriser de moins en moins, à mesure que l'urbanisation s'étend, l'accessibilité au centre principal (Boiteux-Orain et Huriot, 2002 ; Pouyanne, 2004). Si les dynamiques de population avaient montré un certain « retour au centre » dans les années 1990 (Bessy-Pietri, 2000), et laissé entrevoir une atténuation de la tendance à l'étalement urbain, notre analyse sur la dynamique des prix montre que la tendance est loin de s'inverser pour le moment. L'analyse des dynamiques de population grâce aux chiffres de 2006, dont la publication est toute récente, devrait permettre de quantifier plus précisément ce phénomène.

En revanche, le coefficient associé à la distance au littoral, ainsi que sa significativité, augmentent sensiblement. Cela confirme ce que l'on sait de l'évolution récente de l'agglomération bordelaise, c'est-à-dire une urbanisation très dynamique vers l'ouest et le sud-ouest, en direction du Bassin d'Arcachon et du Nord-Landes : le territoire présente aujourd'hui un *continuum* urbanisé le long de l'A63 qui relie Bordeaux et Arcachon, et c'est cette dynamique qui explique l'accroissement de l'attraction littorale entre les deux périodes. On aurait ainsi, au sein de cette double structuration de l'agglomération (littorale et monocentrique), une tendance à un renforcement de la première au détriment de la seconde.

Ainsi, l'analyse du modèle monocentrique ne nous apprend pas grand-chose de nouveau, mais permet au moins de confirmer un certain nombre de choses que l'on peut considérer comme acquises : la structuration toujours forte de l'agglomération par le centre principal, qui s'atténue en raison de l'étalement urbain, la structuration émergente par le littoral et notamment Arcachon, etc. On est alors amené à considérer que le modèle « se comporte bien » et peut être correctement calibré. Les résultats du test d'un modèle polycentrique en sont renforcés.

est en train d'être étudiée à partir de l'exemple de l'agglomération de Bayonne-Anglet-Biarritz, en collaboration avec S. Virol.

Tableau 5. Le modèle monocentrique

Variables explicatives	Modèle monocentrique			2000			2006			
	Coefficient	t-ratio	Tolerance	Coefficient	t-ratio	Tolerance	Coefficient	t-ratio	Tolerance	
(Constant)	11,474***	959,72	-	10,679***	431,29	-	11,571***	585,30	-	
T	D2000	-0,741***	-132,08	0,686	-	-	-	-	-	
	D2002	-0,550***	-98,30	0,689	-	-	-	-	-	
	D2004	-0,280***	-51,90	0,680	-	-	-	-	-	
C	Dmais_app	0,264***	34,78	0,369	0,307***	18,80	0,374	0,221***	16,37	0,359
	nbr_piec	0,148***	84,79	0,414	0,145***	39,20	0,424	0,148***	47,28	0,404
	nbr_sdb	0,197***	38,34	0,691	0,194***	17,98	0,703	0,179***	19,53	0,670
	inf5ans	0,324***	52,98	0,806	0,416***	29,10	0,826	0,235***	23,63	0,732
E	log_99	-0,149***	-6,75	0,798	-0,106**	-2,17	0,772	-0,282***	-7,34	0,774
	Q1_me_rev	-0,277***	-42,63	0,704	-0,337***	-23,61	0,702	-0,214***	-19,02	0,672
	Q2_me_rev	-0,157***	-24,27	0,626	-0,192***	-14,09	0,652	-0,115***	-10,12	0,562
L	Q3_me_rev	-0,120***	-24,01	0,756	-0,129***	-12,00	0,757	-0,106***	-11,82	0,737
	CLC2agri	-0,003	-0,30	0,790	0,005	0,26	0,786	0,002	0,16	0,762
	CLC3vig	0,015	1,19	0,866	0,038	1,38	0,878	-0,016	-0,75	0,856
	CLC4for	0,032***	3,46	0,599	0,078***	4,17	0,575	0,010	0,69	0,574
C	CLC6fle	-0,008	-0,09	0,997	-0,155	-0,87	0,995	-0,084	-0,49	0,997
	Mrdc	-0,056***	-7,38	0,772	-0,043**	-2,48	0,799	-0,048***	-3,82	0,726
	Mapp_dupl	0,111***	8,85	0,909	0,097***	3,18	0,932	0,117***	5,85	0,882
	Mapp_stud	-0,442***	-52,98	0,694	-0,429***	-23,48	0,690	-0,387***	-26,36	0,698
	Mterrasse	0,179***	19,32	0,816	0,246***	11,47	0,836	0,129***	8,73	0,750
	Mbalcon	0,128***	18,48	0,705	0,202***	13,12	0,707	0,074***	6,31	0,677
	Mmaistype_pv	0,057***	9,94	0,601	0,079***	6,54	0,629	0,033**	3,26	0,576
	Mmaistype_vi	0,328***	23,44	0,849	0,386***	16,13	0,779	0,275***	10,12	0,876
	Msrft_ter	0,708.E-05***	14,56	0,905	0,131.E-04***	8,73	0,840	0,399.E-05***	6,24	0,932
	Mpl_pied	0,029***	5,03	0,559	0,029**	2,37	0,535	0,035***	3,41	0,581
D	DCentre	-0,004***	-24,07	0,465	-0,005***	-12,81	0,405	-0,004***	-13,15	0,465
	INV_disazi	-0,279***	-3,78	0,998	-0,192	-1,55	0,997	-0,637***	-4,08	0,995
	dlittoral	-0,007***	-41,66	0,470	-0,006***	-17,54	0,405	-0,007***	-26,66	0,472
	R2 ajusté	0,694			0,648			0,639		
	<i>F (Proba)</i>	3200,543 (0)			680,201 (0)			757,964 (0)		
	<i>N</i>	38066			8847			10248		
	R2 de première étape	0,818			0,819			0,823		
	Sargan (Proba)	3,981 (> 10%)			2,767 (> 25%)			4,007 (> 10%)		
	Exogénéité de la variable instrumentée : t-ratio (Proba)	4,636 (< 1%)			4,014 (< 1%)			6,240 (< 1%)		

** : significatif à 5%

*** : significatif à 1%

Tableau 6. Le modèle polycentrique

Variables explicatives	Polycentrique simple			Polycentrique centres suburbains			Polycentrique villes intégrées		
	Coefficient	t-ratio	Tolerance	DC < 30 km			DC > 30 km		
				Coefficient	t-ratio	Tolerance	Coefficient	t-ratio	Tolerance
(Constant)	11,048***	877,99		11,090***	940,74		10,665***	102,33	
T									
D2000	-0,736***	-131,38	0,687	-0,739***	-126,99	0,686	-0,752***	-48,23	0,683
D2002	-0,545***	-97,59	0,689	-0,554***	-96,72	0,683	-0,519***	-31,44	0,707
D2004	-0,279***	-51,85	0,678	-0,285***	-51,37	0,672	-0,281***	-17,86	0,700
C									
Dmais_app	0,256***	33,71	0,369	0,294***	38,74	0,383	-	-	-
nbr_piec	0,145***	83,62	0,415	0,147***	79,10	0,395	0,149***	34,55	0,487
nbr_sdb	0,201***	39,18	0,692	0,185***	34,11	0,702	0,228***	17,15	0,648
inf5ans	0,300***	48,45	0,782	0,341***	52,64	0,767	0,179***	10,31	0,782
log_99	0,038	1,66	0,756	-0,008	-0,37	0,853	-	-	-
E									
Q1_me_rev	-0,291***	-44,41	0,687	-0,287***	-44,75	0,734	-0,301***	-45,57	0,703
Q2_me_rev	-0,187***	-28,47	0,609	-0,169***	-24,48	0,656	-0,179***	-27,13	0,622
Q3_me_rev	-0,084***	-16,16	0,694	-0,112***	-21,97	0,799	-0,098***	-18,64	0,703
L									
CLC2agri	-0,026**	-2,98	0,794	-0,012	-1,26	0,816	0,055**	2,56	0,630
CLC3vig	-0,033***	-2,72	0,889	-0,014	-1,01	0,859	0,089***	2,96	0,743
CLC4for	0,232***	24,27	0,543	0,010	0,66	0,924	0,318***	19,69	0,513
CLC6fle	-0,026	-0,29	0,997	-0,029	-0,34	0,995	0,475	1,45	0,994
C									
Mrdc	-0,046***	-6,08	0,769	-0,054***	-7,16	0,804	-0,029	-1,20	0,641
Mapp_dupl	0,124***	9,88	0,908	0,124***	9,66	0,914	-0,001	-0,04	0,860
Mapp_stud	-0,445***	-53,16	0,687	-0,457***	-53,93	0,671	-0,417***	-15,17	0,741
Mterrasse	0,175***	18,83	0,814	0,174***	17,95	0,848	0,093***	3,69	0,681
Mbalcon	0,110***	15,91	0,701	0,110***	15,90	0,730	0,119***	5,36	0,629
Mmaistype_pv	0,095***	16,45	0,592	0,084***	13,81	0,591	0,144***	10,06	0,673
Mmaistype_vi	0,372***	26,64	0,851	0,296***	18,68	0,869	0,482***	15,91	0,791
Msrf_ter	0,237.E-05***	11,15	0,916	0,172.E-05***	16,67	0,861	0,340.E-05***	5,16	0,908
Mpl_pied	0,038***	6,56	0,557	0,038***	6,28	0,559	0,067***	4,76	0,661
D									
DCentre	-0,004***	-13,66	0,324	-0,009***	-20,48	0,391	0,194.E-03	0,14	0,339
INV_disazi	-0,191***	-2,59	0,996	-0,161**	-2,13	0,997	-0,398	-1,84	0,985
INV_dittoral	0,001***	6,57	0,920	-	-	-	-	-	-
IDmer	0,061***	7,54	0,937	0,062***	8,21	0,964	-	-	-
IDblan	0,029	1,28	0,703	0,035	1,65	0,829	-	-	-
IDpess	-0,036	-1,32	0,567	0,009	0,38	0,774	-	-	-
IDlac	0,329***	19,96	0,538	0,201***	12,29	0,577	-	-	-
IDYvrac	-0,309***	-9,75	0,726	-	-	-	-0,229***	-7,25	0,760
IDLANGON	-0,045	-1,73	0,908	-	-	-	0,010	0,29	0,782
IDCANEJAN	0,165***	5,10	0,690	-	-	-	0,003	0,00	0,313
IDLIBOURNE	-0,013	-1,28	0,921	-	-	-	-0,549**	-2,49	0,573
IDARCACHON	0,171.E-04***	34,57	0,548	-	-	-	0,184.E-04***	17,84	0,309
R2 ajusté	0,695			0,727			0,588		
F (Proba)	2413,589 (0)			2795,585 (0)			339,361 (0)		
N	38066			31420			6646		
R2 de première étape	0,818			0,827			0,791		
Sargan (Proba)	3,627 (> 10%)			3,941 (> 10%)			3,271 (> 25%)		
Exogénéité de la variable instrumentée : t-ratio (Proba)	6,456 (< 1%)			5,630 (< 1%)			5,896 (< 1%)		

** : significatif à 5%
 *** : significatif à 1%

3.2 Le modèle polycentrique

3.2.1 Le modèle polycentrique simple

Le modèle polycentrique simple consiste à compléter le modèle monocentrique par un vecteur de distances aux différents sous-centres repérés par la méthode détaillée ci-dessus (cf. *supra*). Pour des raisons de multicollinéarité, ces distances ont été intégrées sous leur forme inverse (on s'attend donc à obtenir un coefficient de signe positif et non négatif)¹⁸.

Parmi les variables de caractéristiques intrinsèques des logements, on note très peu de changement, tant dans la valeur des coefficients que dans leur significativité, par rapport au modèle monocentrique.

Les quelques changements qui apparaissent sont toutefois riches d'enseignements. Ainsi, trois variables d'usage du sol sont désormais significatives : la présence dominante de forêt est toujours positive, avec cependant une significativité bien supérieure au modèle monocentrique. La présence dominante d'agriculture et vignes a cependant un impact négatif sur les prix, ce qui suppose l'existence d'externalités négatives associées à ces deux usages du sol (que l'on peut assimiler dans la mesure où la culture de la vigne est un cas particulier de l'agriculture). Ce résultat nous semble important, dans la mesure où il tend à remettre en cause un des présupposés du modèle de Cavailhès *et al.* (2003) : ce modèle explique l'urbanisation discontinue par la formation d'une ville « mixte », où voisinent ménages et agriculteurs, parce que les ménages valorisent les externalités positives des terrains agricoles (plus précisément, le solde, présumé positif, des externalités négatives (bruit, odeurs...) et positives (espace non construit, paysage) produites par l'agriculture). Or, nos estimations montrent que les externalités produites par l'agriculture sont négatives. A l'aune de ce résultat, il semble donc plus pertinent d'expliquer l'urbanisation discontinue à partir de la valorisation par les ménages de la présence d'espaces naturels (« ouverts » dans la terminologie anglo-saxonne) plutôt que par la présence d'agriculture (Pouyanne, 2008)

Le test des distances aux différents sous-centres détectés par la méthode paramétrique détaillée ci-dessus montre les résultats suivants :

- Parmi les sous-centres suburbains (Mérignac, Pessac, Bordeaux-Lac et Blanquefort), seuls Mérignac et le Lac se révèlent significatifs, avec le signe attendu. Il ya donc bien une capitalisation de l'accessibilité à ces deux sous-centres dans les prix immobiliers, tandis que la distance à Pessac ou à Blanquefort n'est pas un élément explicatif des prix.
- Parmi les sous-centres intégrés (Yvrac, Langon, Canéjan, Libourne et Arcachon), seuls Yvrac, Canéjan et Arcachon sont significatifs au seuil de 5%. Canéjan et Arcachon ont bien le signe attendu, avec une très forte significativité pour Arcachon, qui souligne le principe de structuration littorale de l'agglomération bordelaise déjà évoqué *supra*. L'attractivité de Canéjan, soulignée par ce résultat, n'est pas non plus surprenante,

¹⁸ Seule la distance au centre principal a été conservée sous sa forme normale, dans la mesure où prendre l'inverse d'une distance revient à supposer une décroissance plus rapide de l'influence du sous-centre sur les prix que la distance normale. Or, l'influence du centre principal est supposée avoir une plus grande portée que celle des sous-centres.

dans la mesure où cette zone a connu un fort développement récent, en raison de la relative saturation du foncier disponible dans les zones limitrophes (Mérignac, Pessac), mais aussi du fait que Cestas (limitrophe de Canéjan) ne fasse pas partie de la CUB et ait donc récemment accueilli, pour des raisons fiscales notamment, un grand nombre d'entreprises, ce qui a renforcé son attractivité. Le signe négatif de Yvrac peut paraître surprenant, il l'est moins dans la mesure où l'on considère la structuration socio-économique du parc de logements bordelais : Yvrac est contigüe aux communes de Lormont et Cenon, qui concentrent une très grande partie des logements sociaux de l'agglomération. Il y a donc un effet dépréciatif sur les prix, que capte la distance à Yvrac. C'est ce que l'on peut appeler « l'effet Rive Droite ».

3.2.2 Centres suburbains et villes intégrées

Il nous a semblé pertinent d'éclater le modèle polycentrique simple en deux sous-modèles, chacun correspondant à un type particulier de sous-centres. Dans un premier temps, nous testons le modèle polycentrique des centres suburbains, correspondant aux centres d'emploi les plus proches et appartenant au périmètre institutionnel de la CUB, avec uniquement, par souci de cohérence, les transactions ayant eu lieu dans un rayon de 30 kilomètres du centre de Bordeaux¹⁹. Dans un deuxième temps, nous testons le modèle polycentrique des villes intégrées, correspondant aux centres d'emploi extérieurs à la CUB mais intégrés dans l'aire urbaine étendue, en ne prenant en compte, cette fois, que les transactions ayant eu lieu à plus de 30 kilomètres du centre de Bordeaux (territoire dit « ultra-périphérique » dans la suite du texte).

Quelques différences apparaissent entre les deux modèles : ainsi, les usages du sol « agriculture » et « vigne » ont une influence positive et significative sur les prix pour le modèle des villes intégrées, contrairement au modèle polycentrique simple où leur influence était négative. Il semble donc que les habitants soient sensibles aux aménités produites par ces usages du sol et, surtout, que ces aménités sont positives : on aurait là, à l'opposé des résultats du modèle polycentrique simple, une confirmation des présupposés du modèle de Cavailhès *et al.* (2003). Ce paradoxe apparent s'explique par le fait que la sensibilité des prix immobiliers aux aménités positives de l'agriculture et de la vigne n'est valable que pour le territoire ultra-périphérique de l'agglomération, exactement comme dans le modèle de Ville Périurbaine.

On notera par ailleurs une significativité dans l'ensemble plus faible des caractéristiques des logements (Mrdc, Mmaistype_pv, etc.), qui doit être rattachée à une plus faible hétérogénéité des biens : ainsi, le fait que la catégorie « pavillon » ou « villa » ait une influence moins significative sur les prix peut s'expliquer par le fait que les maisons mitoyennes (la catégorie de référence) est beaucoup moins représentée dans les territoires ultra-périphériques.

L'estimation de ces deux modèles modifie peu les résultats obtenus avec le modèle polycentrique simple : en ce qui concerne les centres périphériques, Mérignac et Bordeaux-Lac continuent à être positifs et significatifs au seuil de 5%. En ce qui concerne les villes intégrées, la significativité de Canéjan disparaît au profit de Libourne, mais avec un signe inverse de celui attendu.

¹⁹ Les tests faisant varier ce seuil n'ont pas apporté de différences significatives dans les résultats.

Cela signifie un impact répulsif du centre de Libourne sur le prix des transactions ou, si l'on préfère, un gradient de prix inversé. Ce résultat, a priori surprenant, peut s'expliquer par la faible attractivité du centre de Libourne, en comparaison des aménités, notamment naturelles, que fournissent ses territoires périphériques.

Le point central est la non-significativité de la distance au centre de Bordeaux pour le modèle des villes intégrées. Cela signifie que, pour les territoires situés à plus de 30 kilomètres du centre de Bordeaux, la structuration monocentrique est caduque : bien qu'intégrés dans l'aire d'influence de Bordeaux, ces territoires n'obéissent pas à une logique d'attraction par le centre métropolitain, et se développent dans une logique d'indépendance.

Tableau 7. Tests de complémentarité entre sous-centres suburbains

		Polycentrique centres suburbains								
		DC < 30 km								
		Distance au premier centre			Distance aux deux premiers centres			Distance aux trois premiers centres		
Variables explicatives		Coefficient	t-ratio	Tolerance	Coefficient	t-ratio	Tolerance	Coefficient	t-ratio	Tolerance
	(Constant)	11,161***	1136,09	-	10,946***	794,99	-	11,014***	664,33	-
T	D2000	-0,738***	-123,27	0,686	-0,738***	-124,12	0,686	-0,737***	-124,07	0,685
	D2002	-0,553***	-93,78	0,683	-0,551***	-94,24	0,683	-0,551***	-94,26	0,683
	D2004	-0,284***	-49,70	0,672	-0,284***	-50,21	0,672	-0,284***	-50,23	0,672
C	nbr_piec	0,170***	94,50	0,447	0,172***	96,17	0,446	0,172***	96,22	0,446
	nbr_sdb	0,199***	35,92	0,705	0,194***	35,20	0,704	0,193***	34,98	0,703
	inf5ans	0,349***	53,47	0,800	0,344***	53,17	0,799	0,343***	53,06	0,799
	log_99	0,002	0,08	0,872	0,054**	2,43	0,862	0,072***	3,22	0,852
E	Q1_me_rev	-0,300***	-46,00	0,750	-0,296***	-45,71	0,749	-0,309***	-45,97	0,689
	Q2_me_rev	-0,158***	-22,49	0,670	-0,173***	-24,78	0,663	-0,181***	-25,61	0,649
	Q3_me_rev	-0,119***	-22,80	0,804	-0,099***	-18,72	0,779	-0,102***	-19,19	0,775
L	CLC2agri	-0,005	-0,54	0,785	0,005	0,51	0,783	0,002	0,03	0,780
	CLC3vig	0,007	0,47	0,843	0,010	0,74	0,843	0,008	0,59	0,843
	CLC4for	-0,019	-1,28	0,938	0,003	0,18	0,933	-0,005	-0,30	0,930
	CLC6fle	-0,030	-0,34	0,995	-0,006	-0,07	0,994	-0,011	-0,12	0,994
C	Mrdc	-0,113***	-14,76	0,833	-0,109***	-14,31	0,833	-0,108***	-14,22	0,833
	Mapp_dupl	0,064***	4,89	0,931	0,045***	3,50	0,928	0,038**	2,94	0,922
	Mapp_stud	-0,475***	-54,78	0,679	-0,467***	-54,20	0,678	-0,471***	-54,62	0,674
	Mterrasse	0,120***	12,15	0,867	0,117***	11,95	0,867	0,119***	12,11	0,866
	Mbalcon	0,027***	4,04	0,807	0,030***	4,49	0,807	0,035***	5,25	0,798
	Mmaistype_p	0,136***	23,16	0,667	0,154***	26,14	0,654	0,149***	25,26	0,647
	Mmaistype_vi	0,329***	20,29	0,876	0,349***	21,63	0,874	0,345***	21,40	0,873
	Msrf_ter	0,179.E-04***	16,90	0,861	0,182.E-04***	17,35	0,860	0,1807.E-04***	17,20	0,860
Mpl_pied	0,129***	22,86	0,684	0,145***	25,66	0,673	0,142***	24,93	0,668	
D	disazi	-0,298.E-05**	-2,27	0,707	-0,246.E-06	-0,19	0,701	-0,172E-05	-1,30	0,685
	min1dcub	-0,009***	-21,38	0,564	-0,002***	-3,85	0,360	-0,003***	-6,36	0,308
	imin2dcub	-	-	-	0,814***	22,15	0,396	0,950***	23,12	0,316
	imin3dcub	-	-	-	-	-	-	-0,614***	-7,39	0,267
	R2 ajusté	0,712			0,716			0,717		
	F (Proba)	3105,348 (0)			3051,328 (0)			2945,350 (0)		
	N	31420			31420			31420		

** : significatif à 5%
 *** : significatif à 1%

Tableau 8. Tests de complémentarité des sous-centres : les villes intégrées

Polycentrique villes intégrées										
DC > 30 km										
Variables explicatives	Distance au premier centre			Distance aux deux premiers centres			Distance aux trois premiers centres			
	Coefficient	t-ratio	Tolerance	Coefficient	t-ratio	Tolerance	Coefficient	t-ratio	Tolerance	
(Constant)	11,437***	378,62	-	11,553***	302,70	-	11,779***	235,24	-	
T	D2000	-0,730***	-46,49	0,683	-0,732***	-46,67	0,683	-0,735***	-47,03	0,682
	D2002	-0,504***	-30,27	0,709	-0,505***	-30,43	0,709	-0,508***	-30,68	0,708
	D2004	-0,278***	-17,56	0,701	-0,280***	-17,72	0,700	-0,282***	-17,86	0,700
C	nbr_piec	0,144***	33,12	0,486	0,146***	33,45	0,484	0,146***	33,69	0,484
	nbr_sdb	0,235***	17,53	0,650	0,231***	17,23	0,648	0,226***	16,92	0,646
	inf5ans	0,149***	8,61	0,802	0,156***	9,01	0,796	0,164***	9,47	0,793
	log_99	-0,179	-1,84	0,356	-0,144	-1,47	0,355	-0,129	-1,33	0,354
E	Q1_me_rev	-0,481***	-17,55	0,409	-0,451***	-16,09	0,390	-0,384***	-13,02	0,349
	Q2_me_rev	-0,382***	-18,68	0,376	-0,370***	-18,05	0,372	-0,337***	-16,08	0,353
	Q3_me_rev	-0,176***	-7,10	0,324	-0,154***	-6,15	0,317	-0,140***	-5,60	0,316
L	CLC2agri	-0,002	-0,11	0,678	0,011	0,54	0,666	0,017	0,81	0,665
	CLC3vig	-0,048	-1,66	0,822	-0,021	-0,74	0,795	0,008	0,29	0,778
	CLC4for	0,248***	12,88	0,368	0,249***	12,94	0,367	0,232***	12,01	0,362
	CLC6fle	0,341	1,04	0,995	0,382	1,16	0,995	0,398	1,22	0,995
C	Mrdc	-0,041	-1,65	0,641	-0,043	-1,76	0,641	-0,045	-1,83	0,641
	Mapp_dupl	0,015	0,39	0,860	0,011	0,28	0,860	0,019	0,53	0,859
	Mapp_stud	-0,377***	-13,65	0,746	-0,381***	-13,82	0,745	-0,388***	-14,10	0,744
	Mterrasse	0,119***	4,68	0,685	0,114***	4,49	0,684	0,111***	4,40	0,683
	Mbalcon	0,146***	6,59	0,636	0,143***	6,46	0,635	0,132***	5,95	0,632
	Mmaistype_pv	0,149***	10,31	0,668	0,147***	10,12	0,667	0,144***	9,94	0,667
	Mmaistype_vi	0,491***	16,11	0,794	0,480***	15,77	0,791	0,473***	15,56	0,790
	Msrfer	0,411.E-05***	6,16	0,902	0,408.E-05***	6,14	0,902	0,412.E-05***	6,22	0,902
	Mpl_pied	0,065***	4,63	0,665	0,068***	4,88	0,664	0,069***	4,93	0,664
D	disazi	-0,102.E-04***	-7,08	0,631	-0,105.E-04***	-7,27	0,630	-0,154.E-04***	-9,62	0,506
	min1dhcub	-0,008***	-11,88	0,511	-0,009***	-12,69	0,488	-0,009***	-12,49	0,487
	imin2dhcub	-	-	-	-4,645***	-4,98	0,790	10,200***	4,38	0,126
	imin3dhcub	-	-	-	-	-	-	-27,130***	-6,95	0,103
R2 ajusté	0,582			0,583			0,586			
F (Proba)	370,61 (0)			358,593 (0)			349,563 (0)			
N	6646			6646			6646			

** : significatif à 5%
 *** : significatif à 1%

3.3 Tests de complémentarité

Au-delà de la question de l'influence, avérée ou non, des différents sous-centres sur les prix immobiliers, la question se pose de savoir dans quelle mesure ils sont substituables ou complémentaires. Nous reprenons ici la méthode utilisée notamment par Sivitanidou (1997) pour tester cet aspect. Cette méthode consiste à introduire successivement dans le modèle un ensemble de vecteurs de distances minimales aux différents sous-centres : on teste, pour chaque observation, la distance au centre le plus proche, puis la distance au deuxième centre le plus proche, puis au troisième, etc.

La question que pose ce test est alors la suivante : les prix immobiliers sont-ils mieux expliqués par la distance au centre le plus proche ou par la distance à plusieurs centres ? Techniquement, la substituabilité se manifeste par un coefficient associé au sous-centre non significatif, tandis que la complémentarité suppose que ce coefficient soit significatif.

Nous avons mené, une fois encore, des tests séparés pour les centres suburbains et les villes intégrées. La distance au premier centre est sous sa forme normale, tandis que les distances aux centres de rang inférieur sont sous forme inverse. Cependant, même avec cette spécification, nous n'avons pu éviter la multicollinéarité à partir du rang 3. Les résultats sont reportés dans le Tableau 7 et le Tableau 8.

Pour les **centres suburbains**, une relation de complémentarité émerge clairement entre le centre de rang 1 et le centre de deuxième rang, ce dernier étant même beaucoup plus fortement significatif que le premier. On peut expliquer ce résultat à partir des logiques de localisation des ménages : le développement de la biactivité dans les couples, notamment, incite à une stratégie de localisation « en entre-deux » de la part des ménages : leur préférence va à une résidence située entre les deux lieux de travail. A partir du rang 3, la colinéarité est trop forte pour ne pas entacher la significativité des coefficients d'un doute.

Pour les **villes intégrées**, le même problème émerge : une colinéarité forte à partir de l'introduction du centre de rang 3, qui nous oblige à nous restreindre aux deux centres les plus proches. Le centre de rang 2 est bien significatif, mais le signe du coefficient est contraire à celui attendu : on obtient un gradient de prix inversé. Cela signifie que, contrairement aux centres suburbains, la situation « d'entre-deux », dans le cas des villes intégrées, a une influence négative sur les prix : elle est, clairement, dévalorisée. Dans les territoires ultra-périphériques, les logiques de localisation des ménages diffèrent donc sensiblement : on est bien dans cette « ville mixte » dont nous parle J. Cavailhès *et al.* (2003), ce « pays qui n'est ni ville ni campagne, ni chair ni poisson » pour reprendre les mots de Michel Host (*Valet de Nuit*, Grasset) : si l'accessibilité au centre le plus proche est bien capitalisée positivement dans les prix, celle au deuxième centre est au contraire dévalorisante, car les situations « d'entre-deux » correspondent à des territoires relativement délaissés.

Conclusion

Ce travail sur les gradients polycentriques de prix immobiliers vient combler un double manque : d'abord, un relatif déclin des recherches françaises sur les problématiques immobilières et foncières, malgré un travail conséquent des équipes de Besançon et Dijon (e.g. Brossard *et al.*, 2007, Charlot *et al.*, 2006) ; ensuite, la rareté des études sur les gradients polycentriques de prix par rapport aux gradients polycentriques de densité.

La constitution d'une base de données de qualité est un des points forts de ce travail : la base PERVAL à l'échelle cadastrale, les données issues des RGP à l'IRIS, et les données d'usage du sol du SIG CLC 2000 sont parmi les meilleures bases de données à l'heure actuelle, et leur combinaison donne beaucoup de force à nos résultats.

Le test de modèles monocentriques, puis polycentriques, enfin la réalisation de tests de complémentarité nous permet d'avancer plusieurs résultats importants :

- D'abord, l'importance des variables d'usage du sol environnant nous permet de discuter les résultats avancés par un courant émergent de la littérature, qui propose une explication théorique de l'urbanisation discontinue par l'attraction des ménages pour les espaces naturels ou ouverts, voire pour les aménités positives de l'agriculture.
- Ensuite, l'importance des variables de revenu confirme une des intuitions de départ, consistant à supposer une structuration socio-économique des prix immobiliers dans l'espace urbain par le revenu. La traduction de la ségrégation socio-spatiale à l'œuvre dans l'agglomération bordelaise (Gaschet et Le Gallo, 2005) se fait bien dans les prix.
- La double structuration de l'agglomération bordelaise, entre centralité historique et attrait du littoral. L'agglomération bordelaise, à l'instar de la métropole azuréenne (Fusco et Scarella, 2008), se structure à partir de deux dynamiques d'urbanisation : étalement urbain et littoralisation. Or, nous avons détecté, dans la dynamique des prix immobiliers entre 2000 et 2006, une tendance à l'affaiblissement de l'attrait pour le centre historique au profit d'un renforcement de l'attrait pour le littoral, significatif des dynamiques récentes de population révélées par les derniers recensements.
- L'influence avérée des centres périphériques d'emploi, montrant que l'accessibilité à l'emploi est capitalisée dans les prix. Tous les centres ne sont pas significatifs cependant, montrant que cette capitalisation est inégale, et qu'elle peut être contrebalancée par des aménités périphériques telles que l'attrait pour les espaces naturels.
- Des relations entre les sous-centres fondamentalement différentes selon qu'il s'agit des centres suburbains ou des villes intégrées : si dans le premier cas, c'est une logique « d'entre-deux » qui prévaut, que l'on peut expliquer par le développement de la biactivité des ménages, dans le deuxième cas seule la distance au centre le plus proche importe.

Ce travail reste perfectible dans plusieurs directions :

- D'abord, la prise en compte de l'autocorrélation spatiale, nécessaire dans notre cas, puisque nous utilisons des données à l'échelle la plus fine possible, celle du cadastre. Cependant, le nombre très élevé d'observations ne permet pas d'utiliser les logiciels habituels d'autocorrélation spatiale (du type GeoDa ou SpaceStat), mais implique

l'utilisation d'un logiciel spécialement adapté aux échantillons de grande taille, tel que MATLAB ©.

- Ensuite, l'utilisation de méthodes semi- ou non-paramétriques pour la détection des centres périphériques d'emploi, à l'instar des techniques développées notamment par McMillen (2007), pourra être effectuée ; seules les méthodes paramétriques ont été utilisées dans cet article, et il pourrait être intéressant de comparer les résultats obtenus avec les deux méthodes.
- Enfin, la forme exacte du gradient de prix pourra être estimée au moyen d'estimation de fonctions *spline* cubiques, qui offrent l'avantage d'inverser la démarche menée dans ce travail, i.e. de ne pas faire d'hypothèse *a priori* sur la forme du gradient, ni sur l'emplacement exact des centres périphériques d'emploi.

Bibliographie

- AGUILERA A., 2002, Services aux entreprises, centralité et multipolarisation : le cas de Lyon , *Revue d'économie régionale et urbaine* n°3.
- ALVERGNE C. et COFFEY W., 1997, Les nouvelles dynamiques intra-métropolitaines : l'exemple américain, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 3, 387-404.
- ALVERGNE C. et SHEARMUR R., 1999, Nouvelles centralités, nouvelles périphéries en Ile-de-France : les changements de logiques de localisation des services, in : Gollain V. et Salles A. (eds), *Emploi et territoires en Ile-de-France : prospective*, Paris, Editions de l'Aube.
- ANSELIN L., 2007, Spatial hedonics, in T. C. Mills and K. Patterson (eds), *Palgrave Handbook of econometrics*, Palgrave MacMillan, Basingstoke, vol. 2.
- ARCHER W. R. et SMITH M. T., 1994, Office buildings and the role of downtown in the polycentric city, *Real Estate Issues*, 19, 1, 1-10.
- BAUMONT C. et LE GALLO J., 2000, Les nouvelles centralités urbaines, in : Baumont C., Combes P.-P., Derycke P.-H. et Jayet H. (eds), *Economie géographique : approches théoriques et empiriques*, Paris, Economica.
- 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*, 36, 2, 146-176.
- BENDER B. et HWANG H-S., 1985, Hedonic housing prices indices and secondary employment centers, *Journal of Urban Economics*, 17, 90-107.
- BERRY B.J.L. et H.-M. KIM, 1993, Challenges to the Monocentric model, *Geographical Analysis*, 25, 1-4.
- BINGHAM R.D., KIMBLE D., 1995, The industrial composition of edge cities and downtowns : the new urban reality, *Economic Development Quarterly*, 9, 3, 259-272.
- BOGART W. T. et ANDERSON N. B., 2001, The Structure of Sprawl : Identifying and Characterizing Employment Centers in Polycentric Urban Areas, *American Journal of Economics and Sociology*, 60, 1, 147-169.
- BOGART W. T. et FERRY W. C., 1999, Employment centers in Greater Cleveland : Evidence of Evolution in a Formerly Monocentric City, *Urban Studies*, 36, 2099-2110.
- BOITEUX-ORAIN C., HURIOT J.-M., 2002, Modéliser la suburbanisation. Succès et limites de la microéconomie urbaine, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 2002-1, pp. 73-104.
- BOLTON R. 1992, Place Prosperity vs. People Prosperity Revisited : An Old Issue with a New Angle, *Urban Studies*, 29, 185-203.
- BORDREUIL S., 1999, Changement d'échelle urbaine et/ou changement de forme, *Annales de la Recherche Urbaine*, 82, 71-77.
- BOURNE L. S., 1989, Are New Urban Forms Emerging ? Empirical Tests for Canadian Urban Areas, *Canadian Geographer*, 33, 312-328.
- BROSSARD T., JOLY D., TOURNEUX F.-P., CAVAILHES J., HILAL M., WAVRESKY P., LE GALLO J., GENIAUX G., NAPOLEONE C., JAYET H., OVTRACHT N., PEGUY P.-Y., 2007, La valeur économique des paysages des villes périurbanisées, *Economie Publique*, 20 (1), pp. 11-35.
- BRUECKNER J.K., THISSE J.-F. et ZENOU Y., 1999, Why is Central Paris Rich and Downtown Detroit Poor? An Amenity-Based Theory, *European Economic Review*, 43, 91-107.
- CAPOZZA D. R., 1976, Employment/population ratios in an urban area : a model of the urban land, labor and good markets, in PAPAGEORGIOU J. J.(ed.), *Mathematical land Use theory*, Toronto, Lexington Books, 127-143.
- CAVAILHES J., 2005, Le prix des attributs du logement, *Economie et Statistique*, 381-382, pp. 91-123.

- CAVAILHES J., JOLY D., 2006, *Les paysages périurbains et leurs prix*, Presses Universitaires de Franche-Comté.
- CAVAILHES J., PEETERS D., SEKERIS E., THISSE J.-F., 2003, La ville périurbaine, *Revue Economique*, 54 (1), pp. 5-24.
- CERVERO R., WU K. L., 1997, Polycentrism, Commuting and residential location in the San Francisco Bay area, *Environment and Planning A*, 29, 865-886.
- CERVERO R., WU K.-L., 1998, Subcentering and Commuting : Evidence from the San Francisco Bay Area, 1980-90, *Urban Studies*, 35, 1059-1076.
- CHARLOT S., AMET X., CONTESTI G., HILAL M., PIGUET V., SCHMITT B., SELOD H., VISALLI M., 2006, *Périurbanisation, ségrégation spatiale et accès aux services publics*, Rapport de recherche réalisé pour le PUCA, 133 pp.
- CLARK C., 1951, Urban Population Densities, *Journal of the Royal Statistical Society*, 114, 490-494.
- CRANE R., 1996, The Influence of Uncertain job Location on Urban Form and The Journey to Work, *Journal of Urban Economics*, 39, 342-356.
- DAVIDSON R., MCKINNON J. G., 1993, *Estimation et inférence en économétrie*, New York, Oxford University Press, chap. 7. (trad. Française par R. Davidson).
- DERYCKE P.-H., 2000, L'évolution des densités urbaines. Histoire et modélisation, in: Derycke P.-H. (ed.), *Structure des villes, entreprises et marchés urbains*, Paris, L'Harmattan.
- DOWALL D.E. et P.A. TREFFFEISEN, 1991, Spatial Transformation in Cities of the Developing World : Multinucleation and Land-Capital Substitution in Bogota, Columbia, *Regional Science and Urban Economics*, 21, 201-224.
- FUJII T. et HARTSHORN T. A., 1995, The changing metropolitan structure of Atlanta, Georgia : location of functions and regional structure in a multinucleated urban area, *Urban Geography*, 16, 8, 680-707.
- FUSCO G., SCARELLA F., 2008, Les évolutions de l'habitat dans l'espace azuréen. Analyse des logiques spatiales dans un contexte métropolitain méditerranéen, *XLV^e Colloque de l'ASRDLF*, Rimouski, 25-27 août 2008.
- GAD G., 1985, Office location dynamics in Toronto : suburbanisation and Central Business District specialisation, *Urban Geography*, 6, 331-351.
- GANNON F. 1993, *Modèles de la ville et politiques urbaines spatiales*, Thèse de Doctorat ès Sciences Economiques, Université Paris-X- Nanterre, 2 vol.
- GARREAU J., 1991, *Edge cities : life on the new frontier*, New York, Doubleday.
- GASCHET F., 2000, La structure d'un espace urbain polycentrique : les pôles d'activités de la métropole bordelaise, in : Derycke P.-H. (ed.), *Structure des villes, entreprises et marchés urbains*, Paris, L'Harmattan.
- GASCHET F., 2002, The new intraurban dynamics : suburbanization and functional specialization in French cities, *Papers in Regional Science*, 81, 1 63-82.
- GASCHET F., 2003, Emergence de pôles secondaires et rôle des macro-agents urbains au sein de l'agglomération bordelaise, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 5, pp. 707-732.
- GASCHET F., LACOUR C., 2002, "métropolisation, centre et centralité", *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 1, 49-72.
- GASCHET F., LE GALLO J., 2005, The spatial dimension of segregation. A case study in four french urban areas, 1990-1999, *Cahiers du GRES*, 2005-12.
- GEOGHEGAN J., 2002, The value of open spaces in residential land use, *Land use Policy*, 19, pp. 91-98.
- GIULIANO G. et SMALL K., 1991, Subcenters in the Los Angeles region, *Regional Science and Urban Economics*, 21, 163-182.

- GIULIANO G., SMALL K., 1993, Is The Journey to Work Explained by Urban Structure ?, *Urban Studies*, 30, 9, 1485-1500.
- GORDON P. et RICHARDSON H. W., 1996, Beyond polycentricity, the dispersed metropolis. Los Angeles, 1970-1990, *Journal of The American Planning Association*, 62, 289-295.
- GREENE W. H. 2005, *Econométrie*, Pearson Education, Upper Saddle River, 5^o édition (trad. française dir. par D. Schlachter)
- GRIFFITH D.A., 1981, Modelling Urban Population Density in a Multi-Centered City, *Journal of Urban Economics*, 9, 298-310.
- GUILLAIN R., Le GALLO J., BOITEUX-Orain C., 2004, "The evolution of the spatial and sectoral patterns in Ile-de-France over 1978-1997," *ERSA conference papers*, European Regional Science Association.
- HAMILTON B. W., 1982, Wasteful commuting, *Journal of Political Economy*, 90, 1035-1053.
- HEIKKILA E., GORDON P., KIM J.I., PEISER R.B., RICHARDSON H.W., 1989, What Happened to the CBD-Distance Gradient? : Land Values in a Polycentric City, *Environment and Planning A*, 21, 221-232.
- HOCH I. et WADDELL P., 1993, Apartments rent: another challenge to the monocentric model, *Geographical Analysis*, 25, 20-34.
- IRWIN E. G., BOCKSTAEEL N. E., 2004, Land use externalities, open space preservation, and urban sprawl, *Regional Science and Urban Economics*, 34, pp. 705-725.
- JULIEN P., 2007, *Analyse critique de la pertinence de l'aire urbaine pour étudier l'étalement urbain*, CERTU-groupe ESIU, rapport d'étude.
- LACAZE J.-P., 2002, Les prix hédoniques n'expliquent pas les femmes nues sculptées sur les façades des immeubles, *Etudes Foncières*, 76.
- LE GALLO J., 2002, Econométrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire, *Economie et Prévision*, 155 (4), pp. 139-158.
- LEVINSON D. M. et KUMAR A., 1997, Density and The Journey to Work, *Growth and Change*, 28, 147-172.
- MCCONNELL V., WALLS M., 2005, The value of open space : evidence from studies of nonmarket benefits, *Report for Resources for the Future*, 78 pp.
- MC DONALD J. F., 1987, The identification of urban employment subcenters, *Journal of Urban Economics*, 21, 242-258.
- MC DONALD J. F., 1987, The identification of urban employment subcenters, *Journal of Urban Economics*, 21, 242-258.
- MC DONALD J.F. et MC MILLEN D.P., 1990, Employment Subcenters and Land Values in a Polycentric Urban Area : the Case of Chicago, *Environment and Planning A*, 22, 1561-1574.
- MC MILLEN D.P., J.F. MC DONALD, 1997, A nonparametric analysis of employment density in a polycentric city, *Journal of Regional Science*, 37, 591-612.
- MC MILLEN D.P., MC DONALD J.F., 1998 Suburban Subcenters and Employment Density in Metropolitan Chicago, *Journal of Urban Economics*, 43, 157-180.
- MC MILLEN D.P., 2001, Nonparametric employment subcenter identification, *Journal of Urban Economics* 50 448- 473.
- MC MILLEN D.P., S.C. SMITH, 2003, The number of subcenters in large urban areas, *Journal of Urban Economics*, 53, 321-338.
- MIESZKOWSKI P. et SMITH B., 1991, Analyzing urban decentralization, *Regional Science And Urban Economics*, 21, 2, 183-199.
- MIGNOT D., AGUILERA A., BLOY D., 2004, *Permanence des formes de la métropolisation et de l'étalement urbain*, Rapport final, Recherche financée par l'ADEME, LET – INRETS, Lyon, 114 p.

- MUÑIZ I. et al., 2008, The Effect of Employment Sub-centres on Population Density in Barcelona, *Urban Studies*, 45: 627-649.
- ODLAND J., 1978, The Conditions for Multi-Center Cities, *Economic Geography*, 54, 234-244.
- OMMEREN J., RIETVELD P., NIJKAMP P., 1997, Commuting : In Search Jobs and Residence, *Journal of Urban Economics*, 42, 402-421.
- OZDILEK U., DES ROSIERS F., CANONNE J., 2002, Les déterminants de la valeur des logements. Une approche économétrique sur l'Ile de Montréal, *Etudes Foncières*, 99, pp. 16-21.
- PEGUY P.-Y., 2000, *Analyse économique des configurations urbaines et de leur étalement*, Thèse de Doctorat de Sciences Economiques, Université Lumière Lyon 2.
- POUYANNE G., 2004, *Forme Urbaine et Mobilité Quotidienne*, Thèse d'Etat ès Sciences Economiques réalisée sous la direction du Pr. Claude Lacour, Université Montesquieu-Bordeaux IV, 301 pp.
- POUYANNE G., 2008, Théorie économique de l'urbanisation discontinue, *Cahiers du GREThA*, 2008-07 (à paraître dans *Revue Economique*).
- QUAN D. C., 2002, Market mechanism choice and real estate disposition : search versus auction », *Real Estate Economics*, 30 (3), pp. 365-384.
- REDFEARN, 2007, The topography of metropolitan employment: Identifying centers of employment in a polycentric urban area, *Journal of Urban Economics* 61, 519-541.
- RICHARDSON H.W., GORDON P., MUN M.-J., HEIKKILA E., PEISER R.B. et DALE-JOHNSON D., 1990, Residential Property Values, the CBD, and Multiple Nodes: further analysis, *Environment and Planning A*, 22, 829-833.
- RICHARDSON H.W., GORDON P., CHOI Y., 1992, Tests of the standard Urban Model : A Micro (Trade-off) Alternative, *Review of Urban and Regional Development Studies*, 4,1,50-66.
- ROBIN J.-M., 2002, Endogénéité et variables instrumentales dans les sciences sociales, *INSEE Méthodes*, 101, pp. 217-276.
- ROSEN S., 1974, Hedonic prices and implicit markets : product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82, pp. 34-55.
- ROUWENDAL J., et MEIJER E., 2001, Preferences for Housing, Jobs and Commuting : A mixed logit analysis, *Journal of Regional Science*, 41 ,3, 475-505.
- SHEPPARD S., 1999, Hedonic analysis of housing markets, in CHESHIRE C., MILLS E. S., *Handbook of regional and urban economics*, 1^o édition, vol. 3, chap. 41, pp. 1595-1635, Elsevier.
- SIVITANIDOU R., 1996, Do Office-Commercial Firms Value Access to Service Employment Centers ? A Hedonic Value Analysis within Polycentric Los Angeles, *Journal of Urban Economics*, 40, 125-149.
- SIVITANIDOU R., 1997, Are Center Access Advantages Weakening ? The Case of Office-Commercial Markets, *Journal of Urban Economics*, 42, 79-97.
- SMALL K.A., SONG S., 1994, Population and employment densities : Structure and change. *Journal of Urban Economics*, 36, 292-313.
- STANBACK T. M., 1991, The new suburbanisation : challenges to the central city, Boulder, Westview.
- STERN D. I., 1993, Historical path-dependance of the urban population density gradient, *Annals of Regional Science*, 27, 259-283.
- VOITH R., 1992, City and suburban growth : substitutes or complements ?, *Business Review*, septembre/octobre, 21-33.
- VOITH R., 1998, Do Suburbs need cities ?, *Journal of Regional Science*, 38, 3, 445-463.
- WADDELL P., BERRY B., HOCH I., 1993, Housing price gradients : the intersection of space and built form, *Geographical Analysis*, 25, 5-19.

© ministère de l'Écologie, de l'Énergie, du Développement durable et de la Mer
centre d'Études sur les réseaux, les transports, l'urbanisme et les constructions publiques
Toute reproduction intégrale ou partielle, faite sans le consentement du Certu est illicite (loi du 11 mars 1957).
Cette reproduction par quelque procédé que ce soit, constituerait une contrefaçon sanctionnée par les articles 425 et suivants du code pénal.

Dépôt légal: 3^e trimestre 2009
ISSN: 1263-2570
ISRN: Certu/RE -- 09-17 -- FR

Certu
9, rue Juliette-Récamier
69456 Lyon cedex 06
☎ (+33) (0) 4 72 74 59 59
Internet <http://www.certu.fr>

Certu

*Service technique placé sous l'autorité
du ministère chargé de l'Écologie, de l'Énergie,
du Développement durable et de la Mer,
en charge des technologies vertes et des négociations sur le climat,
le Certu (centre d'Études sur les réseaux, les transports,
l'urbanisme et les constructions publiques)
a pour mission de contribuer au développement
des connaissances et des savoir-faire et à leur diffusion
dans tous les domaines liés aux questions urbaines.
Partenaire des collectivités locales
et des professionnels publics et privés,
il est le lieu de référence où se développent
les professionnalismes au service de la cité.*