



Effets spatiaux du zonage sur les prix des logements sur le littoral : une approche hédoniste bayésienne

Monique DANTAS

Frédéric GASCHET

Guillaume POUYANNE

*Université de Bordeaux
GREThA UMR CNRS 5113*

Cahiers du GREThA

n° 2010-12

GREThA UMR CNRS 5113
Université Montesquieu Bordeaux IV
Avenue Léon Duguit - 33608 PESSAC - FRANCE
Tel : +33 (0)5.56.84.25.75 - Fax : +33 (0)5.56.84.86.47 - www.gretha.fr

Effets spatiaux du zonage sur les prix des logements sur le littoral : une approche hédoniste bayésienne

Résumé

La loi dite « Grenelle II » pose comme priorité la réduction de la consommation d'espace par l'urbanisation. L'outil le plus adapté à cet objectif est le zonage des documents de planification territoriale. Cependant, le zonage est reconnu pour avoir un effet appréciable sur les biens immobiliers, à travers l'effet rareté (restriction de l'offre foncière) et l'effet aménité (capitalisation des externalités d'usage du sol dans les prix).

Cet article étudie l'effet de la distance aux zones réglementées sur les prix immobiliers sur le Bassin d'Arcachon. Celui-ci se prête particulièrement à ce type d'analyse, puisqu'il combine un site d'une qualité paysagère exceptionnelle et une forte pression urbaine. Nous estimons un modèle hédoniste avec correction de l'autocorrélation spatiale à partir des données de transactions immobilières issues de la base PERVAL. L'hétéroscédasticité est corrigée à l'aide des méthodes de simulation bayésiennes, comme suggéré par Le Sage et Parent (2006).

Les résultats montrent la tension entre aménités urbaines et naturelles dans la détermination des prix immobiliers. Ainsi, la proximité à un équipement, comme la proximité aux aménités littorales, renchérissent le prix. L'effet du zonage des POS sur le prix des logements est corroboré. Les zones naturelles protégées ont un effet appréciable, à condition de ne pas servir de support à une exploitation agricole ou forestière. A l'inverse, la proximité aux zones d'urbanisation future ont un effet dépréciatif sur le prix des logements.

Mots-clés : Zonage des POS, Méthode des prix hédonistes, Économétrie spatiale bayésienne, Littoral

Regulatory zoning and coastal housing prices: a bayesian hedonic approach

Abstract

The priority for France's "Grenelle II" environmental legislation is to reduce the consumption of space caused by urbanisation. The best tool for achieving this goal is zoning within a territorial planning framework. Yet zoning also tends to increase property values, due to the scarcity effects it provokes (restricting the supply of land) as well as its amenity effects (the capitalisation of land use externalities in housing pricing).

The present article studies the impact on property prices of the distance to regulated zones located on Arcachon Bay near Bordeaux in Southwest France – a region that is particularly conducive to this kind of analysis because it combines exceptional landscape quality and strong urban pressures. We have estimated a hedonic model corrected for spatial self-correlation. Heteroscedasticity is corrected using Bayesian simulation methods, as suggested by Le Sage and Parent (2006).

The findings reveal tension between urban and natural amenities in the determination of property prices. Proximity to facilities and coastal amenities increase prices. The impact on housing prices of zoning materialising through Land Use Plans (LUP) is corroborated. Protected natural zones tend to raise prices as long as long they are not used for agricultural or forestry activities. Conversely, proximity to zones of future urbanisation tends to lower housing prices.

Keywords: LUP zoning, Hedonic price method, Bayesian spatial econometrics, Coastal

JEL : Q15, Q24, Q51, R14

Reference to this paper: Monique DANTAS, Frédéric GASCHET, Guillaume POUYANNE, "Effets spatiaux du zonage sur les prix des logements sur le littoral : une approche hédoniste bayésienne" 2010, , *Working Papers of GREThA*, n°2010-12, <http://ideas.repec.org/p/grt/wpegrt/2010-12.html>.

1. Introduction

L'intégration des objectifs du développement durable dans la planification territoriale française, amorcée dès le début des années 1990 (Loi sur l'air et l'Utilisation Rationnelle de l'énergie de 1996, Loi « Solidarité et Renouvellement Urbain » de 2000), devrait s'accélérer suite à la loi dite « Grenelle II »¹. Pour réduire l'impact environnemental des collectivités, une des pistes privilégiées est la réduction de la consommation d'espace par l'urbanisation, afin tant de préserver les espaces naturels que de réduire l'éparpillement géographique de l'habitat, à l'origine du développement de la mobilité automobile de longue distance². Partant du principe que « les objectifs de la planification » sont notamment « la lutte contre l'étalement urbain » (art. 3), le projet de loi propose de « complète[r] les objectifs précédemment assignés aux documents d'urbanisme » en y intégrant « [la] réduction de la consommation d'espace » (art. 6). L'Etat se donne les moyens de ses ambitions, puisqu'il compte se servir de « [l']élargissement du contrôle de légalité du préfet [sur les documents de planification] à [la] consommation excessive d'espace » (art. 9).

La maîtrise de la consommation d'espace par l'urbanisation suppose l'imposition de restrictions foncières, que l'on désigne sous le terme générique de « zonage ». Celui-ci peut être de deux types (Bogart, 2003). Le zonage *extensif* consiste à affecter certaines portions du sol à un usage prédéterminé, notamment en y interdisant la construction : espaces protégés des documents de planification, espaces à haute valeur faunistique ou floristique ou à haute valeur symbolique (terroirs viticoles, mais aussi le littoral et certaines zones de montagne, protégés par les lois Littoral et Montagne). Le zonage *intensif*, lui, consiste à imposer des règles plus ou moins contraignantes sur la construction : taille minimale des lots, coefficient d'occupation des sols, hauteur maximale des immeubles, etc.

Si le zonage est un outil de planification des usages du sol particulièrement puissant, il est établi aujourd'hui que son application comporte des rigidités qui viennent perturber le

¹ *Projet de loi portant engagement national pour l'environnement*, présenté au Sénat par M. J.-L. Borloo, Ministre d'Etat, ministre de l'écologie, de l'énergie, du développement durable et de l'aménagement du territoire, le 12.I.2009.

² La loi dite « Grenelle II » rend obligatoire la mise en place de Plans Climat-Energie Territoriaux (PCET) par certaines collectivités territoriales (régions, départements, communes et leurs groupements de plus de 50 000 habitants). Dans cette perspective, l'ADEME (2009) propose notamment « [d']agir en amont sur la maîtrise de l'étalement urbain (...) en préservant les espaces naturels » (p. 127). Un des indicateurs stratégiques pour l'évaluation des PCET est d'ailleurs le « nombre d'hectares agricoles, boisés ou naturels consommés par l'urbanisation » (p. 174).

fonctionnement des marchés du sol et du logement, notamment l'ajustement par les prix (Duranton, 1997). La question de l'impact du zonage sur les prix fonciers et immobiliers se pose donc avec une acuité particulière. L'effet théorique des politiques de zonage sur les prix fonciers et immobiliers est double (Dawkins et Nelson, 2002 ; Lecat, 2006) :

- Un **effet rareté** d'abord, qui joue du côté de l'offre.

Le zonage extensif, lorsqu'il tend à protéger certains espaces de l'urbanisation (i.e. à les rendre inconstructibles), tend à raréfier l'offre foncière urbanisable sur un territoire donné. Le zonage intensif, en imposant des règles contraignantes à la construction, est assimilable à une *shadow tax*, au sens où elle ne génère aucun revenu, mais tend à augmenter les coûts de construction (Hilber et Robert-Nicoud, 2006), et à retarder le moment de la construction (Capozza et Li, 1994). Pour les deux types de zonage, apparaît donc un « effet rareté » qui restreint l'offre de construction, et tend à accroître les prix fonciers et immobiliers. L'effet final sur les prix dépend de la réaction de la demande : plus la demande est élastique aux prix, moins l'accroissement des prix est fort, en raison d'un report de la croissance sur d'autres territoires (Pogodzinski et Sass, 1991).

- Un **effet aménité** ensuite, qui joue du côté de la demande.

Le zonage produit des aménités localisées, liées à la présence d'« espaces ouverts » (*open space*). Les espaces non bâtis créent des effets externes positifs, tels que la disponibilité d'un paysage, ou « externalités esthétiques » (Bourrassa *et al.*, 2005), la proximité d'espaces récréatifs, la préservation de la biodiversité (Smyth, 1996), ou encore la sensation d'intimité (Irwin et Bockstael, 2004). Il s'agit d'une manifestation du concept d'*externalités d'usage de sol* (Irwin, 2002). Une littérature abondante conclut à l'existence d'une prime positive associée à la présence d'espaces ouverts à proximité du logement (McConnell et Walls, 2005). Cette prime sera d'autant plus élevée que l'espace ouvert est inconstructible (Geoghegan, 2002), et librement accessible (Cheshire et Sheppard, 2002). Les externalités positives associées aux espaces ouverts agissent sur la demande résidentielle : elles tendent à l'augmenter et donc, toutes choses égales par ailleurs, à accroître les prix fonciers et immobiliers. L'effet final sur les prix dépend de la réaction de l'offre de logements : si l'offre est inélastique (aux prix), le prix augmente mais pas le rythme de constructions nouvelles ; si l'offre est élastique, l'augmentation des prix augmente le nombre de nouvelles constructions (Dawkins et Nelson, 2002).

L'effet aménité jouera d'autant plus si l'on considère que le zonage est endogène, c'est-à-dire non pas déterminé par un agent planificateur supposé omniscient, mais influencé par les préférences des résidents. Etant donné l'effet positif du zonage sur le prix des biens, les propriétaires déjà en place adoptent un comportement de *homevoting* (Fischel, 2001) pour fixer un niveau élevé de protection des espaces, et préserver ainsi la valeur de leur actif foncier ou immobilier. Le développement durable apporte souvent un socle idéologique « présentable » à des politiques qui profitent plus à certaines catégories de résidents qu'à d'autres (Fischel, 2004). Les politiques de zonage auront ainsi un effet différent sur les propriétaires et les locataires (Brueckner et Lai, 1996) ; les propriétaires de terrains construits

et non construits (Hilber et Robert-Nicoud, 2006) ; les développeurs et les résidents (Gerber et Phillips, 2004).

Cet article cherche à estimer l'effet de la distance aux zones réglementées sur les prix immobiliers. Nous procéderons de la manière suivante : après une revue de la littérature empirique sur ce thème, nous présentons la zone d'étude ainsi que les données utilisées. Nous précisons ensuite les différentes méthodes d'estimation utilisées, pour finir sur les résultats et leur interprétation.

2. L'effet de la distance aux zones protégées sur les prix immobiliers

Dans cette partie, nous présentons un ensemble d'études empiriques cherchant à estimer le prix implicite des espaces protégés par le zonage. Nous avons retenu les contributions utilisant la méthode des prix hédonistes, par souci de cohérence avec notre partie empirique. Brièvement décrite, cette méthode pose l'hypothèse que les biens fonciers et immobiliers sont constitués d'un panier d'attributs. Il est donc possible, grâce à un modèle explicatif complet, de décomposer le prix unique du bien en un ensemble de prix implicites, rattachés chacun à un attribut. Ces prix implicites sont aussi appelés consentement à payer ou prime, dans la mesure où il s'agit d'estimer le consentement des agents à payer pour obtenir une petite quantité supplémentaire de l'attribut considéré.

Dans une approche spatiale, il s'agit de comprendre l'impact de la distance à un espace ouvert ou protégé sur les prix immobiliers¹. L'hypothèse à la base de ces travaux est la présence d'un gradient de prix autour de l'espace ouvert, au sens où son impact sur les prix décroît avec la distance ; on retrouve la compensation, traditionnelle en économie spatiale, entre accessibilité et prix du logement. La valeur du gradient dépendra de facteurs contingents qui rendent difficile une comparaison stricte des valeurs obtenues, les caractéristiques du terrain d'étude ou le type d'espace protégé pris en compte pouvant être extrêmement variables. Cependant, un large faisceau de résultats conduit à repérer des tendances stables. On constate généralement la sensibilité des prix immobiliers à :

- La proximité à un parc urbain (e.g. Espey et Owusu-Edudei, 2001) ou à un espace vert aménagé. Cependant, ce type d'espaces protégés, libres d'accès, est soumis à congestion, comme le suggère la baisse de la prime liée à la proximité à la ceinture verte de Séoul avec le temps (Lee et Linneman, 1998). A l'extrême, Smith *et al.* (2002) obtiennent une prime négative associée à la proximité à un parc public.

¹ Il y a une distinction entre espace ouvert et espace protégé : l'espace protégé est issu directement du zonage et des documents d'urbanisme, tandis que l'espace ouvert est simplement un espace non construit : ce dernier peut résulter du zonage bien sûr, mais aussi de comportements individuels de rétention de terrain à but spéculatif (Mills, 1981 ; Micelli et Sirmans, 2007).

- La proximité à une forêt (e.g. Brossard *et al.*, 2007). La prime diminue rapidement avec la distance : selon Tyrväinen et Miettinen (2000), l'effet sur les prix ne se fait sentir que si le logement est « à distance de marche » de la forêt ; Thorsnes (2002) établit que la plus-value des parcelles en bordure de forêt atteint 20 à 25%, mais devient très vite nulle.
- La proximité à un littoral. On distingue généralement l'exposition directe au littoral et la proximité au littoral. L'exposition directe au littoral (situation en front de mer, vue sur la mer) produit les aménités récréatives classiques liées à la présence d'un espace ouvert, mais aussi des aménités paysagères. Les primes peuvent atteindre jusqu'à 65% du prix des maisons sur le lac Erié (Bond *et al.*, 2002), et même 131% sur le littoral de Caroline du Sud (Pompe, 2008). La prime associée à la proximité au littoral décroît avec la distance, à l'instar d'un gradient spatial de prix traditionnel (Travers *et al.*, 2008). Elle peut être élevée : Parsons et Noailly (1994) l'estiment à 50% pour les biens à moins de 1 kilomètre du littoral, par rapport à ceux situés à plus de 3 kilomètres. Selon Dachary-Bernard *et al.* (à paraître), les primes s'étagent de + 40% pour l'immobilier à + 120% pour les terrains destinés à l'artificialisation pour un bien situé sur la « bande littorale » par rapport à ceux qui sont entre 5 et 10 km du littoral.
- La proximité à un espace agricole. Les aménités positives produites par les espaces agricoles sont la force qui empêche le différentiel de rentabilité entre usage résidentiel et usage agricole du sol de conduire à la conversion de l'ensemble des terrains agricoles de l'espace périurbain (Cavailhès *et al.*, 2003). Cependant, le sujet est ouvert à controverse : ainsi, Cotteleer *et al.* (2008) obtiennent-ils une prime négative associée à la proximité d'une exploitation agricole. Cela traduit selon eux l'existence d'un syndrome NIMBY lié aux externalités négatives de l'agriculture (bruit, épandages, etc.). Il est donc difficile, aujourd'hui, de déterminer le signe du solde des aménités moins désaménités liées à l'usage agricole des sols.

3. Aire d'étude

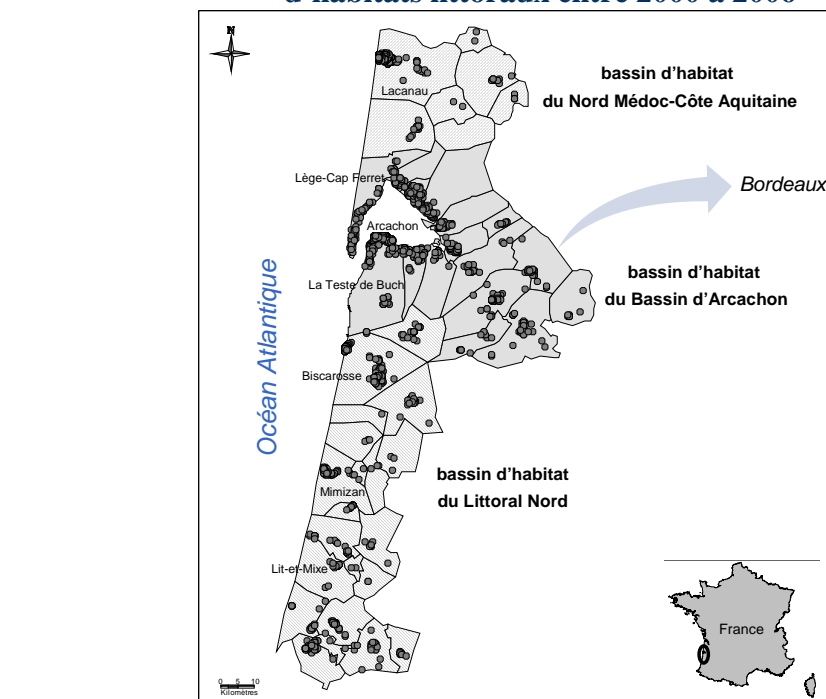
La région d'étude est le Bassin d'Arcachon (sud-ouest de la France). Site emblématique pour sa qualité paysagère et écologique, le Bassin d'Arcachon connaît une forte attractivité résidentielle et touristique. Celle-ci génère un accroissement de la demande immobilière dans un espace où la densité résidentielle est déjà importante et où l'offre est réduite, voire saturée comme à Arcachon. Le zonage est alors un instrument privilégié pour réguler ces dynamiques résidentielles. Ce territoire étant soumis à de fortes pressions résidentielles, on a observé récemment des effets de report de la croissance au-delà des communes du Bassin d'Arcachon.

C'est pourquoi, nous adoptons une zone d'étude suffisamment étendue qui regroupe trois bassins d'habitat¹ : celui du Bassin d'Arcachon, un au nord et au sud de celui-ci (Figure 1).

4. Données

Dans cet article, nous utilisons trois bases de données. La première est publique et est issue de l'INSEE et de la Direction Générale des Impôts (DGI). La seconde est constituée à partir de la base PERVAL qui est l'une des sources d'informations les plus fiables en France en matière de transactions immobilières. Notre base se compose de 2 287 transactions de logements de 2000 à 2006 dans les communes des trois bassins d'habitat littoraux. Ces biens ont été géolocalisés (Figure 1), nous permettant de calculer les distances minimales des logements aux plages et aux quatre types de zones des Plans d'occupation des sols ou POS (Tableau 1). La distance à une plage (océane, du Bassin d'Arcachon ou d'un lac) a été calculée en suivant le tracé du réseau routier². Quant à la distance aux zones du POS, elle va au-delà de la seule prise en compte de la présence ou non de POS dans les communes (e.g. Lecat, 2006) ou encore d'une seule zone du POS (Dumas *et al.*, 2005). Ce raisonnement en termes de distance permet également d'éviter le problème d'autosélection ou d'interaction réciproque entre zonage et prix immobiliers puisque si le zonage accroît les prix des logements, il est aussi établi en prenant en compte le niveau des prix (Wallace, 1988). Pour éviter des problèmes de multicolinéarité, certaines distances ont été inversées ou transformées en variable binaire.

Figure 1 – Répartition spatiale des transactions immobilières dans les bassins d'habitats littoraux entre 2000 à 2006



¹ L'Insee définit les bassins d'habitat comme un zonage *ad hoc* regroupant plusieurs communes : c'est le plus petit territoire où peuvent se déployer les pratiques des ménages en matière d'habitat, de travail et de consommation.

² Le choix d'une distance-réseau a été dicté par le travail récent de Ashton Morgan et Hamilton (2009) : leur estimation de la prime liée à la proximité au littoral est de meilleure qualité (en termes de qualité de régression) avec une distance-réseau qu'avec une distance euclidienne.

Tableau 1 – Les zones principales du plan d’occupation des sols

Zones		Définition
ZONES URBAINES	U	Zones urbaines à destination d'habitat et/ou d'activités construites ou immédiatement constructibles car les équipements publics (eau, voirie, assainissement) desservent les parcelles ou sont programmés à court terme.
	NA	Zones d'urbanisation future peu ou pas équipées pour l'habitat, les activités économiques ou les loisirs.
ZONES NATURELLES N	NC	Zones de richesses naturelles à préserver en raison de la valeur agricole des terres, de la richesse du sol ou du sous-sol. Il s'agit de zones agricoles, forestières ou de zones d'activités minières ou d'extraction de matériaux. Seules les constructions liées à l'activité agricole sont autorisées.
	ND	Les constructions y sont généralement interdites en raison de la qualité du site et en vue de sa préservation d'éventuels risques de nuisances. Ces zones incluent les espaces où l'environnement justifie une protection particulière, les forêts, les terrains inondables ainsi que les paysages à préserver.

5. Modélisation hédoniste spatiale

La méthode des prix hédonistes (Rosen, 1974) permet de décomposer le prix d’un bien en un ensemble de prix implicites, rattachés chacun à un attribut intrinsèque ou extrinsèque. Le modèle général des prix hédonistes est de la forme suivante :

$$P = X_I \alpha + X_L \beta + X_Z \gamma + \varepsilon$$

$$\varepsilon \rightarrow \text{ID } N(0, \sigma^2 I) \quad (1)$$

où P est le vecteur (N, I) des prix des logements, N est le nombre d’observations, X_I est la matrice (N, R) des observations des variables intrinsèques, X_L est la matrice (N, S) des observations des variables de localisation, X_Z est la matrice (N, T) des observations des variables liées au zonage du POS, R , S et T sont le nombre de paramètres inconnus, α , β et γ sont les vecteurs respectifs (R, I) , (S, I) et (T, I) des coefficients de régression inconnus à estimer et ε est le vecteur (N, I) des erreurs avec des propriétés traditionnelles. L’ensemble des variables du modèle est présenté dans le Tableau 2.

L’estimation traditionnelle des modèles de prix hédonistes par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) ne tient pas compte de la dimension spatiale des données et donc de la présence éventuelle d’autocorrélation spatiale dans la distribution des prix des biens étudiés¹. L’autocorrélation spatiale se définit par l’absence d’indépendance entre les observations géographiques : la valeur constatée d’une variable aléatoire en un point donné de l’espace dépend de la valeur observée de cette variable aléatoire en d’autres points de cet espace. Elle indique par exemple que le prix d’un logement peut dépendre des prix observés des logements de son voisinage. Si l’autocorrélation spatiale n’est pas prise en compte, elle peut à la fois générer une mauvaise estimation des coefficients et de leur significativité, mais

¹ Can (1992) montrait déjà l’intérêt du traitement de l’autocorrélation spatiale dans les modèles de prix hédonistes.

aussi des erreurs d'interprétation dans les diagnostics standards de régression (Anselin, 1988). Deux grandes méthodes existent pour incorporer l'autocorrélation spatiale dans la régression de la fonction de prix hédonistes : intégrer un processus autorégressif sur les erreurs (spatial error model, SEM) ou une variable endogène autorégressive dans le modèle (spatial lag model, LAG)

Tableau 2 – Statistiques descriptives des variables du modèle de prix hédonistes pour les biens immobiliers (N = 2 287)

Variable	Définition	Moyenne (ou nombre*)	Ecart-type (ou part*)	Minimum	Maximum
Caractéristiques intrinsèques des biens immobiliers ⁽¹⁾ :					
PRIX	Montant TTC de la transaction (€)	139 871,55	98 012,79	16 380	83 000
TYPE	Variable muette égale à 1 si le bien est une maison, 0 si appartement	931*	40,71*		
VENTE00	Variable muette égale à 1 si le bien a été vendu en 2000, 0 sinon (<i>Référence</i>)	531*	23,22*		
VENTE02	Variable muette égale à 1 si le bien a été vendu en 2002, 0 sinon	435*	19,02*		
VENTE04	Variable muette égale à 1 si le bien a été vendu en 2004, 0 sinon	592*	25,89*		
VENTE06	Variable muette égale à 1 si le bien a été vendu en 2006, 0 sinon	729*	31,87*		
PIECE1	Variable muette égale à 1 si le bien dispose d'une pièce principale, 0 sinon	291*	12,73*		
PIECE2	Variable muette égale à 1 si le bien dispose de deux pièces principales, 0 sinon	575*	25,14*		
PIECE3	Variable muette égale à 1 si le bien dispose de trois pièces principales, 0 sinon (<i>Référence</i>)	524*	22,91*		
PIECE4+	Variable muette égale à 1 si le bien dispose de quatre pièces principales ou plus, 0 sinon	897*	39,22*		
SH_PIECE	Surface habitable par pièce principale (m ²)	22,24	7,05	9	91
SRF_TER	Variable muette égale à 1 si la surface du terrain est supérieure à la valeur médiane des surfaces, 0 sinon	466*	20,38*		
NB_SDB	Nombre de salles de bain	1,12	0,38*	1	4
CONST < 1948	Variable muette égale à 1 si le bien a été construit avant 1948, 0 sinon	154*	6,73*		
CONST_1948-80	Variable muette égale à 1 si le bien a été construit entre 1948 et 1980, 0 sinon	698*	30,52*		
CONST_1981-91	Variable muette égale à 1 si le bien a été construit entre 1981 et 1991, 0 sinon (<i>Référence</i>)	599*	26,19*		
CONST_1992-99	Variable muette égale à 1 si le bien a été construit entre 1992 et 1999, 0 sinon	195*	8,53*		
CONST > 2000	Variable muette égale à 1 si le bien a été construit à partir de 2000, 0 sinon	641*	28,03*		
CONST_LL	Variable muette égale à 1 si le bien a été construit après la loi Littoral de 1986, 0 sinon	1283*	56,10*		
Caractéristiques de localisation des biens immobiliers :					
DIST_PLG_I	Inverse de la distance minimale à la plage (océane, du Bassin d'Arcachon et du lac) depuis le logement ⁽⁴⁾ (km)	1,31	2	0,04	31,64
DIST_BA	Variable muette égale à 1 si la plage la plus proche du logement est une plage du Bassin d'Arcachon, 0 sinon ⁽⁴⁾	1074*	46,96*		
DIST_EQ	Distance aux équipements, produits et services (km) ⁽²⁾	1,99	2,42	0	9,95
GARE	Variable muette égale à 1 si la commune possède au moins une gare, 0 sinon	671	29,34		
REVENU	Revenu imposable moyen par ménage dans la commune ⁽³⁾ (€)	25 502,25	2 820,44	15 866,69	34 756,70
Caractéristiques de zonage des biens immobiliers ⁽⁵⁾ :					
DIST_NAA_I	Inverse de la distance à la zone à urbaniser à caractère d'activité la plus proche du logement (km)	0,53	3,80	0,06	111,87
DIST_NAR-800	Variable muette égale à 1 si le bien est à plus de 800 m d'une zone à urbaniser à caractère d'habitat, 0 sinon	516*	22,56*		
DIST_NC	Distance à la zone NC la plus proche du logement (km)	1,57	1,67	0,00	9,93
DIST_ND	Distance à la zone ND la plus proche du logement (km)	0,57	0,94	0,00	9,91

Sources : (1) Perval, (2) Recensement Général de la Population 1999 de l'INSEE, (3) DGI, (4) Dantas, (5) Dantas et Gaschet

Pour une matrice de poids⁷ W donnée, le modèle SEM s'écrit :

$$\begin{aligned} P &= X_I \alpha + X_L \beta + X_Z \gamma + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W \varepsilon + u \\ u &\rightarrow \text{ID } N(0, \sigma^2 I) \end{aligned} \quad (2)$$

où λ est un paramètre désignant l'intensité de la dépendance spatiale entre les résidus et u est le terme d'erreur homoscedastique.

Le modèle LAG est de la forme :

$$\begin{aligned} P &= \rho WP + X_I \alpha + X_L \beta + X_Z \gamma + \varepsilon \\ \varepsilon &\rightarrow \text{ID } N(0, \sigma^2 I) \end{aligned} \quad (3)$$

où WP est la variable endogène décalée pour la matrice de poids W et ρ est le paramètre autorégressif indiquant l'ampleur de l'interaction existant entre les observations de P .

L'introduction de WP dans le modèle aspatial (Equation 1) permet d'apprécier le degré de dépendance spatiale et les effets de débordements lorsque les autres variables sont contrôlées. Les paramètres des ces deux modèles sont traditionnellement estimés par la méthode du maximum de vraisemblance. Le choix du modèle s'effectue grâce aux tests du multiplicateur de Lagrange LM_{ERR} et LM_{LAG} et à leurs versions robustes respectives RLM_{ERR} et RLM_{LAG} dont les statistiques de tests sont distribuées selon une loi du khi-deux centré à un degré de liberté. Anselin et Rey (1991), Anselin et Florax (1995) et Anselin *et al.* (1996) proposent la règle de décision suivante :

- Si LM_{LAG} est plus significatif que LM_{ERR} (au seuil de α %) et si RLM_{LAG} est significatif mais pas RLM_{ERR} , alors il faut inclure une variable endogène décalée dans le modèle non spatial. On choisit alors le modèle LAG ;
- Si LM_{ERR} est plus significatif que LM_{LAG} et si RLM_{ERR} est significatif mais pas RLM_{LAG} , alors il faut inclure un processus autorégressif dans les erreurs dans le modèle aspatial. On choisit alors le modèle SEM.

Toutefois, ces modèles spatiaux supposent la normalité et l'homoscedasticité des erreurs. Or, l'une des caractéristiques des biens immobiliers est leur hétérogénéité, qui peut créer de l'hétéroscedasticité dans les résidus de l'estimation de la fonction de prix hédonistes. Et en présence d'hétéroscedasticité, l'hypothèse de normalité des résidus n'est plus tenable et les estimateurs non spatiaux par le maximum de vraisemblance ne sont plus valides. Pour neutraliser ces effets, Geweke (1993), LeSage (1997) et LeSage et Parent (2006) préconisent l'estimation des modèles spatiaux par des méthodes bayésiennes. Celles-ci évitent d'avoir à spécifier une forme arbitraire d'hétéroscedasticité (LeSage, 1999). Ces modèles bayésiens ont aussi l'avantage de supporter l'incertitude liée, d'une part, à la matrice de poids fixée de

⁷ Une matrice de poids permet de définir la forme fonctionnelle liant les observations entre elles, c'est-à-dire leurs éventuelles interactions.

manière exogène et, d'autre part, au choix des variables explicatives retenues dans le modèle (LeSage et Fischer, 2007).

Le modèle bayésien appliqué à un SEM est de la forme :

$$\begin{aligned}
 P &= X_I \alpha + X_L \beta + X_Z \gamma + \varepsilon \\
 \varepsilon &= \lambda W \varepsilon + u \\
 u &\rightarrow N(0, \sigma^2 V) \\
 V &= \text{diag}(v_1, v_2, \dots, v_n) \\
 r/v_i &\rightarrow ID \chi_r^2 / r \\
 \alpha &\rightarrow N(c, R), \quad \beta \rightarrow N(d, S), \quad \gamma \rightarrow N(e, T) \\
 1/\sigma^2 &\rightarrow \Gamma(f, g)
 \end{aligned} \tag{4}$$

Pour un SAR bayésien, seuls changent les trois premières équations de (4) :

$$\begin{aligned}
 P &= \rho W P + X_I \alpha + X_L \beta + X_Z \gamma + \varepsilon \\
 \varepsilon &\rightarrow N(0, \sigma^2 V)
 \end{aligned} \tag{5}$$

La variance des erreurs est représentée par un vecteur de scalaires fixes σ^2 et inconnus V . Les termes diagonaux v_i , avec ($i=1, \dots, n$), de la matrice de variance V sont supposés *a priori* indépendamment distribués comme un rapport d'une loi du khi-deux à r degrés de liberté sur r , où r est un paramètre dont la valeur est fixée à l'avance par le modélisateur. L'introduction de r permet d'estimer les n paramètres de la variance étant donné que la loi du khi-deux n'est distribuée qu'avec un seul paramètre. La moyenne de cette distribution est égale à 1 et sa variance à $2/r$. Lorsque l'on donne une grande valeur à r , la matrice de variance tend vers une matrice identité. On retrouve alors l'hypothèse d'erreurs homoscédastiques. Inversement, une petite valeur de r entraîne une distribution asymétrique qui autorise les éléments diagonaux de la matrice de variance à prendre de grandes valeurs qui dévieront de l'unité, ce qui donne des erreurs hétéroscédastiques. L'introduction de r permet ainsi de sous pondérer les observations générant de l'hétéroscédasticité.

LeSage (1999) propose une distribution *a priori* Normal-Gamma pour α , β , γ et σ et une distribution *a priori* diffuse sous la forme d'un U pour ρ et λ . Quand n est grand, on utilise des distributions diffuses pour α , β , γ et σ car elles exercent peu d'influence sur les résultats de l'estimation. Dans ce cas, pour α , β et γ , on contraint les scalaires respectifs c , d et e à être nuls et R , S et T à être très grands. Pour σ , on pose $f=g$.

LeSage (1997, 1999) préconise une simulation à partir des méthodes de Monte Carlo par les chaînes de Markov (MCMC) (basées sur les techniques d'échantillonnage de Gibbs⁸) pour estimer les paramètres des modèles bayésiens. Il recommande de faire 2 500 itérations et de ne pas tenir compte des 500 premières estimations pour garantir une stabilité des résultats. C'est ainsi que nous allons estimer le modèle BSEM homoscédastique puis hétéroscédastique par les méthodes de simulation MCMC et ce, en présence d'autocorrélation spatiale dans les erreurs. Cette méthode d'estimation spatiale des modèles des prix hédonistes n'a jamais été utilisée à notre connaissance. Seuls Cotteleer *et al.* (2007), utilisant une autre méthode d'estimation bayésienne, s'en rapprochent.

Contrairement aux modèles linéaires, les modèles bayésiens ne permettent pas de produire une fonction logarithme du maximum de vraisemblance. L'un des outils permettant de comparer des modèles bayésiens est le RMSE (*Root Mean Squared Error*). Il mesure l'erreur totale d'estimation des modèles et s'écrit :

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\varepsilon}_i^2} \quad (6)$$

Le modèle à retenir sera alors celui dont le RMSE est le plus faible.

6. Résultats

Nous proposons les résultats des estimations de quatre modèles : le modèle par la méthode des MCO, reporté à titre de comparaison, et corrigé de l'hétéroscédasticité par la procédure de White (1980) ; le modèle SEM, comme suggéré par les tests du multiplicateur de Lagrange, estimé par la méthode des moments généralisés⁹ (GMM) (Kelejian et Prucha, 1999) ; enfin, les deux SEM bayésiens, homoscédastique et hétéroscédastique, estimés à partir des méthodes de MCMC.

Pour estimer les modèles spatiaux, nous utilisons une matrice de poids W basée sur la matrice de Delaunay. Celle-ci mobilise la notion de contiguïté pour spécifier la dépendance entre les observations. Cette matrice de poids est obtenue par une triangulation de Delaunay¹⁰.

Les diagnostics montrent que c'est le modèle SEM bayésien homoscédastique qui présente la meilleure qualité d'estimation (Tableau 3).

⁸ La méthode de l'échantillonnage de Gibbs permet à partir des distributions *a priori* des paramètres, de parvenir par tirages successifs et dépendants à définir une distribution conditionnelle *a posteriori* des observations latentes conditionnées à la valeur des paramètres. La séquence des échantillons comprend une chaîne de Markov.

⁹ Cette méthode, et contrairement à celle du maximum de vraisemblance, permet d'obtenir des estimateurs convergents quelle que soit la distribution des erreurs.

¹⁰ Celle-ci consiste à partitionner un ensemble de points dans l'espace sous forme de triangle dont les trois sommets sont des objets, et tel que son cercle circonscrit n'ait en son intérieur aucun autre objet. Les voisins au sens de la triangulation de Delaunay peuvent être spécifiés en utilisant la contiguïté de Delaunay définie comme deux points ayant un même sommet en commun. Ils ne sont alors pas forcément les plus proches voisins en termes de distance.

Tableau 3 – Résultats de l'estimation du logarithme du prix hédoniste des biens immobiliers

Variable	VIF	MCO_White		SEM_GMM		BSEM homoscédastique		BSEM hétérosécédastique	
		Coeff	t-stat	Coeff	t-stat	Coeff	t-stat	Coeff	t-stat
CONSTANT		10,087*	107,191	10,017*	74,984	9,989*	69,270	10,046*	73,597
TYPE	2,464	0,059**	2,636	0,109*	4,816	0,118*	5,138	0,114*	4,717
VENTE02	1,499	0,155*	7,183	0,174*	9,139	0,176*	9,342	0,175*	8,588
VENTE04	1,619	0,415*	21,209	0,448*	24,483	0,453*	25,290	0,445*	22,859
VENTE06	1,741	0,624*	33,361	0,675*	37,438	0,682*	38,275	0,665*	35,512
PIECE1	1,709	-0,881*	-33,964	-0,901*	-36,524	-0,903*	-38,606	-0,908*	-35,319
PIECE2	1,691	-0,353*	-18,084	-0,358*	-19,390	-0,359*	-20,364	-0,354*	-18,754
PIECE4+	2,432	0,201*	8,629	0,231*	11,588	0,235*	12,231	0,235*	10,926
SH_PIECE	1,237	0,018*	10,736	0,017*	18,178	0,018*	18,696	0,019*	15,289
SRF_TER	1,909	0,259*	10,944	0,205*	9,506	0,198*	9,329	0,195*	8,700
NB_SDB	1,256	0,278*	14,456	0,229*	13,035	0,223*	12,873	0,223*	11,630
CONST < 1948	1,339	-0,210*	-5,038	-0,241*	-8,460	-0,246*	-8,636	-0,235*	-6,800
CONST_1948-80	1,766	-0,095*	-5,090	-0,088*	-4,715	-0,088*	-4,725	-0,091*	-4,614
CONST_1992-99	1,317	0,165*	6,648	0,139*	5,465	0,136*	5,477	0,129*	4,999
CONST > 2000	1,756	0,171*	9,413	0,134*	6,266	0,128*	5,960	0,136*	6,365
CONST_LL	1,305	-0,071*	-4,667	-0,054*	-3,838	-0,052*	-3,878	-0,053*	-3,663
DIST_PLAGE_I	1,239	0,018*	3,970	0,015**	3,065	0,014**	2,579	0,015**	2,587
DIST_BA	2,050	0,131*	7,452	0,144*	4,728	0,148*	4,261	0,135*	4,516
DIST_EQ	1,218	-0,016*	-4,968	-0,015**	-3,298	-0,014**	-2,803	-0,015**	-3,185
REVENU	2,062	0,00002*	4,865	0,00002*	3,814	0,00002*	3,759	0,00002*	3,549
GARE	2,088	0,207*	9,490	0,207*	6,116	0,206*	5,343	0,189*	5,413
DIST_NAA_I	1,044	-0,013*	-9,157	-0,010*	-5,068	-0,010*	-4,622	-0,011*	-5,295
DIST_NAR-800	1,246	0,065*	3,559	0,039***	1,668	0,031	1,216	0,035	1,412
DIST_NC	2,225	0,045*	7,207	0,038*	4,255	0,033*	3,379	0,039*	4,202
DIST_ND	1,548	-0,054*	-4,554	-0,042*	-3,486	-0,037*	-2,829	-0,039*	-2,723
λ				0,487*	28,386	0,573*	23,08	0,511*	20,436
R ² ajusté		0,765		0,807		0,816		0,812	
$\hat{\sigma}^2$ (RMSE)		0,101		0,082		0,079 (0,281)		0,081 (0,284)	
JB		372,247	(0,000)						
KB		233,282	(0,000)						
JLM		934,141	(0,000)						
Diagnostic de l'autocorrélation spatiale :									
I MORAN		22,748	(0,000)						
LM _{LAG}		21,495	(3,5e-006)						
LM _{ERR}		487,177	(0,000)						
RLM _{LAG}		0,100	(0,752)						
RLM _{ERR}		465,682	(0,000)						
LM _{BI}		487,077	(0,000)						

Note : MCO_White indique l'utilisation de la matrice des variances-covariances convergente en présence d'hétérosécédasticité dans les erreurs de l'estimation par les MCO (White, 1980). SEM_GMM désigne l'estimation du modèle à processus spatial autorégressif dans les erreurs (SEM) par la méthode des moments généralisés (Kelejian et Prucha, 1999). BSEM homoscédastique et hétérosécédastique sont les estimations bayésiennes du SEM (LeSage, 1999).

R² ajusté est le coefficient de détermination ajusté, $\hat{\sigma}^2$ est la variance estimée et RMSE désigne la racine carrée de la moyenne des carrés des erreurs. JB est le test de normalité des résidus de Jarque-Bera (1987). KB est le test de Koenker-Bassett (1982) de l'hétérosécédasticité robuste à la non-normalité des résidus. JLM est le test joint d'autocorrélation spatiale et d'hétérosécédasticité Anselin (1988). I de Moran est le test de Moran est adapté aux résidus d'une régression (Cliff et Ord, 1981). LM_{LAG} est le test du multiplicateur de Lagrange pour une variable endogène décalée et RLM_{LAG} sa version robuste. LM_{ERR} est le test du multiplicateur de Lagrange pour une autocorrélation des erreurs et RLM_{ERR} sa version robuste (e.g. Anselin *et al.*, 1996). Ces quatre statistiques suivent une loi du khi-deux à un degré de liberté. LM_{BI} est le test joint de dépendance spatiale dans la variable dépendante et dans les erreurs, la statistique de test converge asymptotiquement vers une loi du khi-deux à deux degrés de liberté.

* significativité de 1%, ** 5% et *** 10%

(p-values en parenthèses)

La présence d'autocorrélation spatiale entre les transactions immobilières est confirmée, d'abord par le test de Moran et celui joint d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation spatiale des erreurs (test *JLM*), ensuite par la supériorité prédictive des modèles spatiaux en enfin, par la significativité élevée du paramètre λ . Le signe de celui-ci montre la présence d'une autocorrélation spatiale positive sur le prix des transactions.

Les caractéristiques intrinsèques des logements sont surtout utilisées à titre de variables de contrôle, afin de maîtriser l'impact de l'hétérogénéité des logements sur le prix. Elles sont toutes significatives et présentent le signe attendu. Les coefficients positifs et croissants de l'année de vente du logement rendent compte de l'augmentation des prix des biens sur la période, dans une phase ascendante du cycle immobilier national.

Les caractéristiques de localisation montrent bien la tension entre deux types d'aménités, dont l'impact sur les prix a été théorisé par Brueckner *et al.* (1999) : les aménités centrales (variété de biens et de services, disponibilité d'emplois, présence d'infrastructures de transport, etc.) et les aménités naturelles (externalités esthétiques et récréatives des espaces naturels).

Les prix immobiliers sont sensibles à la proximité des aménités urbaines : la présence d'une gare sur le territoire communal influence positivement le prix, tandis que la distance moyenne aux équipements, produits et services référencés dans l'Inventaire Communal (école, commerces, police, cinéma, etc.) l'influence négativement. Ces résultats corroborent la capitalisation de l'accessibilité aux aménités urbaines dans les prix immobiliers, hypothèse qui est à la base des modèles de microéconomie urbaine. Le sens de la causalité entre prix et proximité aux aménités urbaines peut être renversé : des prix du sol élevés se traduisent par un accroissement de l'intensité capitaliste de la construction des logements, c'est-à-dire une augmentation des densités (Muth, 1969). Or, la localisation des équipements publics est généralement pensée en lien étroit avec la densité, et pourrait donc dépendre indirectement du niveau des prix.

L'influence du revenu sur le niveau des prix immobiliers est positive. Ce résultat met en évidence l'existence d'une prime liée au niveau de revenu de la commune (Cervero et Duncan, 2004 ; Baumont, 2009). Cette variable est surtout utilisée en tant que variable de contrôle donnant une mesure de la composition socio-économique du quartier. Le lien entre revenu moyen de la commune et prix immobiliers est en effet circulaire : d'un côté, les communes riches se caractérisent par la présence d'externalités positives (Cavailhès, 2005) qui les rend particulièrement attractives et conduit à augmenter la demande de logements et, par suite, les prix, dans la mesure où l'offre de logements est souvent volontairement limitée par les comportements de *homevoting* (Fischel, 2001). De l'autre, une commune où abondent les logements chers (par exemple, la commune d'Arcachon) est principalement habitée par des ménages à haut pouvoir d'achat. Le zonage peut participer à cette structuration résidentielle par le revenu en attribuant à certaines zones des usages privilégiés (logement individuel, collectif ou social), conduisant de facto à une situation de ségrégation au sein de la

commune. C'est le zonage dit « d'exclusion » (Wheaton, 1993 ; Duranton, 1997 ; Demouveau, 2004).

Effet aménité

La distance du logement aux plages du littoral joue négativement sur le prix, conformément aux résultats des recherches antérieures (e.g. Parsons et Noailly, 2004 ; Bin *et al.*, 2008 ; Pompe, 2008 ; dans le cas français, Travers *et al.*, 2008 ; Dachary-Bernard *et al.*, à paraître). Le fait de résider à proximité du littoral implique donc le paiement d'une prime associée à la possibilité de jouir des aménités littorales (esthétiques, récréatives, etc.). L'effet positif de la proximité au littoral sur les prix est accentué pour les logements situés autour du Bassin d'Arcachon par rapport aux autres types de littoraux (lacs et littoral océanique). Cet « effet Bassin » peut s'expliquer de plusieurs manières :

- Les aménités procurées par le Bassin d'Arcachon sont supérieures (en nombre ou en qualité) à celles procurées par les autres littoraux, ce qui pourrait s'expliquer par le caractère exceptionnel du site (cf. 3. Aire d'étude).

- A côté du contenu en aménités naturelles, il existe un effet de snobisme lié au fait d'habiter sur le Bassin d'Arcachon, dû à une histoire longue (le développement d'Arcachon comme site thermal, puis touristique, date de la fin du XIX^e siècle) et au sentiment d'appartenir à une culture spécifique permettant de se distinguer des territoires alentours (Lacour et Peyrefitte, 1995).

L'influence de la loi Littoral est avérée : il existe une prime négative associée au fait que le logement ait été construit après 1986 (date d'application des contraintes foncières prévues par la loi) : ce résultat met en évidence la supériorité de l'effet dépressif sur les prix de la contrainte de constructibilité de la loi Littoral sur l'effet positif de la récence des logements. Notons d'ailleurs, à travers les variables de date de construction, l'absence d'effet de bonification lié au caractère ancien des biens (*vintage effect* – Stevenson, 2004 ; Rehm *et al.*, 2006). La loi Littoral excluant toute construction sur la bande des 100 mètres du littoral, et les biens ayant une exposition directe au littoral ayant un prix nettement plus élevé, avec des primes parfois très fortes (Dachary-Bernard *et al.*, à paraître ; Pompe, 2008), il est possible que l'effet de la loi Littoral provienne d'un simple effet de structure, c'est-à-dire de la disparition, dans l'échantillon, des biens ayant une exposition directe au littoral.

Effet du zonage sur les prix immobiliers

L'effet du zonage du POS sur les prix des logements dépend non seulement de l'usage foncier de la zone, mais aussi de son statut juridique en matière de constructibilité. Ainsi, l'influence du zonage sur les prix immobiliers est différenciée suivant le type de zone du POS, et s'interprète par la capitalisation des externalités d'usage du sol dans les prix immobiliers.

La distance du logement à la zone NC la plus proche influe positivement sur le prix des logements. Les zones NC, sur notre aire d'étude, sont constituées de sols exploités, soit par

l'agriculture, soit par la sylviculture. Ces activités sont créatrices de nuisances liées à l'exploitation des terres (passages d'engins bruyants, épandage de produits phytosanitaires, etc.). Ainsi, les désaménités liées à l'exploitation des terres surpassent les traditionnelles aménités liées à la présence de nature (forêts) ou d'espaces ouverts (terres agricoles). Ce phénomène est déjà présent chez Cotteleer *et al.* (2008), qui obtiennent une prime négative associée à la présence d'une ferme à proximité du logement. Il ne rentre pas en conformité avec le modèle de ville périurbaine de Cavailhès *et al.* (2003), où se mêlent usages urbains et agricoles, en raison du « solde, supposé positif des aménités moins désaménités [agricoles] » (p. 6).

L'inconstructibilité des zones NC n'est pas aussi forte que pour les zones ND, et il est possible que l'effet dépréciatif de la proximité aux zones NC proviennent de l'intégration dans les prix des anticipations des ménages qui craignent la conversion de ces terres en usages fonciers indésirables, du type zone industrielle, centre commercial ou bâti dense (Smith *et al.*, 2002). D'ailleurs, la distance à une zone NAA (à urbaniser à caractère d'activités commerciales ou industrielles) a un impact positif sur les prix des biens, ce qui montre le caractère répulsif de ce type d'usages du sol, déjà amplement documenté dans la littérature (Dumas *et al.*, 2005 ; Rouwendal et van der Straaten, 2008). De même, les logements situés à plus de 800 mètres d'une zone d'urbanisation future à caractère d'habitat sont plus chers en moyenne. L'effet dépréciatif des constructions nouvelles sur le voisinage déjà construit a été souligné par Irwin lorsqu'elle se demande si « plutôt que d'être valorisé pour ce qu'il est... l'espace ouvert pourrait être valorisé pour ce qu'il n'est pas » (2002, p. 465). La prime négative associée à la présence de terrains construits est mise en évidence par la relation inverse entre la proportion de bâti dans le voisinage proche et la probabilité de conversion d'une parcelle donnée (Irwin et Bockstael, 2001). Cette vision est à rattacher au concept « d'externalités négatives de densité » (Brueckner et Largey, 2006).

En revanche, la proximité à une zone ND, zone naturelle à caractère exceptionnel, est capitalisée positivement dans les prix immobiliers. Les zones ND ne sont pas exploitées, et ne produisent donc pas les nuisances des zones NC ; elles sont souvent libres d'accès, et produisent des aménités récréatives. Leur constructibilité est très sévèrement limitée ; il n'y a donc pas lieu d'intégrer des anticipations négatives des ménages quant à un usage futur indésirable (cf. *supra*). Ainsi, les zones ND réunissent tous les caractères des espaces ouverts détectés dans la littérature impliquant une valorisation positive de leur proximité.

Les consentements marginaux à payer

La méthode des prix hédonistes permet de calculer un prix marginal implicite lié à chaque caractéristique du logement prise en compte dans le modèle, qui s'interprète comme le consentement à payer du ménage pour une modification marginale de la caractéristique k (Equation 7). Ces consentements marginaux à payer (MWTP) sont calculés au niveau du prix moyen des logements de l'échantillon (Kim *et al.*, 2003 ; Mueller et Loomis, 2008) :

$$MWTP_{x_k} = \hat{\beta}_{p_k} \times \bar{P} \quad \text{avec } k = 1, \dots, K. \quad (7)$$

Nous avons estimé les MWTP pour les variables de zonage et pour la distance à la plage la plus proche, ainsi que la part qu'ils représentent dans le prix du logement (Tableau 4). Les MWTP estimés s'interprètent comme le montant supplémentaire qu'un ménage est prêt à payer pour se rapprocher d'un kilomètre de la source d'aménité considérée. Le MWTP de la distance aux zones ND est le plus élevé, dans la mesure où ce sont les zones qui fournissent le plus d'aménités et qui sont le moins constructibles. On notera que le MWTP lié à la proximité d'une plage est relativement peu élevé, eu égard aux aménités procurées.

Tableau 4 – Les consentements marginaux à payer par ménage

Variable	MWTP	% prix du logement
DIST_NAA_I	-1 398,72	-1
DIST_NC	4 615,76	3,3
DIST_ND	-5 175,25	-3,7
DIST_PLG_I	1 958,20	1,4

7. Conclusion et pistes de recherche

La protection de certains espaces, via le zonage, a un double effet sur les prix immobiliers : l'effet rareté, du côté de l'offre, et l'effet aménité, du côté de la demande, se conjuguent pour conduire à l'appréciation des logements. Si plusieurs études ont déjà analysé l'effet de la présence d'un zonage sur les prix, tant empiriquement (e.g. Lecat, 2006) que théoriquement (e.g. Brueckner et Lai, 1996), notre approche est résolument spatiale : nous cherchons à estimer l'influence de la distance à une zone réglementée sur les prix immobiliers.

Notre terrain d'étude, le Bassin d'Arcachon, est particulièrement adapté à une telle analyse, puisqu'il combine forte attractivité (et donc, un marché immobilier tendu) et espaces naturels de qualité, qui donnent lieu à une protection importante. Nous utilisons un modèle hédoniste avec correction de l'autocorrélation spatiale, combiné aux méthodes de simulation bayésienne. Les résultats obtenus établissent sans ambiguïté l'existence d'une prime liée à la distance aux zones réglementées, que cette prime soit négative (pour les zones agricoles, ou destinées à la construction future) ou positive (pour les zones naturelles).

Cet article se focalise essentiellement sur l'influence du zonage sur les prix immobiliers. Or, le lien entre le zonage et les prix immobiliers peut être considéré comme une interaction réciproque, au sens où le niveau des prix influence également le type de zonage mis en place, qu'il s'agisse des prix fonciers (Wallace, 1988) ou immobiliers (Fischel, 2001). Il est dommage de constater que, sur ce sujet, la littérature empirique est remarquablement déficiente, alors que ce phénomène est fréquemment observé dans la pratique (Fischel, 2004).

Bibliographie

- ADEME, 2009, *Construire et mettre en œuvre un Plan Climat Territorial*, Guide méthodologique, 226 pp.
- ANSELIN L., 1988, *Spatial econometrics: methods and models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, The Netherlands, 284 p.
- ANSELIN L., FLORAX R.J.G.M., 1995, Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models, In ANSELIN L., FLORAX R.J.G.M. (eds), *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer, Berlin.
- ANSELIN L., BERA A.K., FLORAX R.J.G.M., YOON M.J., 1996, Simple diagnostic tests for spatial dependence, *Regional Science and Urban Economics*, 26 (1), pp. 77-104.
- ANSELIN L., REY S., 1991, Properties of tests for spatial dependence in linear regression models, *Geographical Analysis*, 23, pp. 112-131.
- ASHTON MORGAN O., HAMILTON S.E., 2009, *Disentangling access and view amenities in access-restricted coastal residential communities*, Working Paper of the Appalachian State University, 09-10.
- BAUMONT C., 2009, Spatial effects of urban public policies on housing values, *Papers in Regional Science*, 88 (2), pp. 301-326.
- BIN O., CRAWFORD T.W., KRUSE J.B., LANDRY C.E., 2008, Viewscapes and flood hazard: Coastal housing market response to amenities and risk, *Land Economics*, 84 (3), pp. 434-448.
- BOGART W.T., 2003, Is zoning a substitute for, or a complement to factor taxes?, In NETZER D. (eds), *The Property tax, land use and land use regulation*, Cheltenham, Edward Elgar.
- BOND M.T., SEILER V.L., SEILER M.J., 2002, Residential real estate prices: a room with a view, *Journal of Real Estate Research*, 23 (1-2), pp. 129-137.
- BOURASSA S.C., HOESLI M., SUN J., 2005, The price of aesthetic externalities, *Journal of Real Estate Literature*, 13 (2), pp. 167-187.
- BROSSARD T., JOLY D., TOURNEUX F.-P., CAVAILHES J., HILAL M., WAVRESKY P., LE GALLO J., GENIAUX G., NAPOLEONE C., JAYET H., OVTRACHT O., PEGUY P.-Y., 2007, La valeur économique des paysages des villes périurbanisées, *Economie Publique*, 20, pp. 11-35.
- BRUECKNER J.K., LAI F.-C., 1996, Urban growth controls with resident landowners, *Regional Science and Urban Economics*, 26 (2), pp. 125-143.
- BRUECKNER J. K., LARGEY A. G., 2006, *Social Interaction and urban sprawl*, WP 60707, University of California-Irvine, Department of Economics.
- BRUECKNER J.K., THISSE J.-F., ZENOU Y., 1999, Why is central Paris rich and downtown Detroit poor? An amenity-based theory, *European Economic Review*, 43 (1), pp. 91-107.
- CAN A., 1992, Specification and estimation of hedonic housing price models, *Regional Science and Urban Economics*, 22 (3), pp. 453-474.
- CAPOZZA D.R., Li Y., 1994, The intensity and timing of investment: the case of land, *American Economic Review*, 84 (4), pp. 889-904.

- CAVAILHES J., 2005, Le prix des attributs du logement, *Economie et Statistique*, 381-382, pp. 91-123.
- CAVAILHES J., PEETERS D., SEKERIS E., THISSE J.-F., 2003, La ville périurbaine, *Revue économique*, 54 (1), pp. 5-24.
- CERVERO R., DUNCAN M., 2004, Neighbourhood composition and residential land prices: does exclusion raise or lower values ?, *Urban Studies*, 41 (2), pp. 299-315.
- CHESHIRE P., SHEPPARD S., 2002, The welfare economics of land use planning, *Journal of Urban Economics*, 52 (2), pp. 242-269.
- CLIFF A.D., ORD J.K., 1981, *Spatial processes: models and applications*, Pion, London, 266 p.
- COTTELEER G., STOBBE T., VAN KOOTEN C.G., 2007, *Bayesian model averaging for spatial econometric models*, Working Paper, Resource Economics & Policy Analysis Research Group, Department of Economics University of Victoria, 26 p.
- COTTELEER G., STOBBE T., VAN KOOTEN C.G., 2008, *Expert opinion versus transaction evidence : using the Reilly index to measure open space premiums in the urban-rural fringe*, Working Paper, Resource Economics & Policy Analysis Research Group, Department of Economics University of Victoria, 41 p.
- DACHARY-BERNARD J., GASCHET F., LYSER S., POUYANNE G., VIROL S., L'impact de la littoralisation sur les valeurs foncières et immobilières : une lecture différenciée des marchés agricoles et résidentiels, *Economie et Statistiques*, en révision.
- DAWKINS C.J., NELSON A., 2002, Urban containment policies and housing prices: an international comparison with implications for future research, *Land Use Policy*, 19 (1), pp. 1-12.
- DEMOUVEAUX J.-P., 2004, Le droit de l'urbanisme au service de la ségrégation urbaine, In DEKEYSER C., *Les mécanismes fonciers de la ségrégation*, ADEF, Paris, pp.113-137.
- DUMAS E., GENIAUX G., NAPOLEONE C., 2005, Les indices de l'écologie du paysage à l'épreuve du marché foncier, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 1, pp. 83-106.
- DURANTON G., 1997, L'analyse économique du zonage urbain: une brève revue de la littérature, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 2, pp.171-188.
- ESPEY M., OWUSU-EDUDEI, K., 2001, Neighborhood parks and residential property values in Greenville, South Carolina, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 33 (3), pp. 487-492.
- FISCHEL W.A., 2001, *The homevoter hypothesis. How home values influence local government taxation, school finance, and land-use policies*, Cambridge, Harvard University Press, 344 p.
- FISCHEL W.A., 2004, An economic history of zoning and a cure for its exclusionary effects, *Urban Studies*, pp. 317-340.
- GEOGHEGAN J., 2002, The value of open spaces in residential land use, *Land Use Policy*, 19 (1), pp. 91-98.
- GERBER E.R., PHILLIPS J.H., 2004, Direct democracy and land use policy: exchanging public goods for development rights, *Urban Studies*, 41 (2), pp. 463-479.

- GEWEKE J., 1993, Bayesian Treatment of the Independent Student-t Linear Model, *Journal of Applied Econometrics*, 8, pp. 19-40.
- HILBER C., ROBERT-NICOUD F., 2006, *Owners of developed land versus owners of undeveloped land: why land use is more constrained in the Bay Area than in Pittsburgh*, CEP Discussion Paper n° 760, 60 p.
- IRWIN E.G., 2002, The effects of open space on residential property values, *Land Economics*, 78 (4), pp. 465-480.
- IRWIN E.G., BOCKSTAEL N.E., 2001, The problem of identifying land use spillovers: measuring the effects of open space on residential property values, *American Journal of Agricultural Economics*, 83 (3), pp. 698-704.
- IRWIN E.G., BOCKSTAEL N.E., 2004, Land use externalities, open space preservation, and urban sprawl, *Regional Science and Urban Economics*, 34 (6), pp. 705-725.
- JARQUE C.M., BERA A.K., 1987, A test for normality of observations and regression residuals, *International Statistical Review*, 55 (2), pp. 163-172.
- KELEJIAN H.H., PRUCHA I.R., 1999, A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model, *International Economic Review*, 40 (2), pp. 509-533.
- KIM C.W., PHIPPS T.T., ANSELIN L., 2003, Measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach, *Journal of Environmental Economics and Management*, 45 (1), pp. 24-39.
- KOENKER R., BASSET G., 1982, Robust tests for heteroskedasticity based on regression quantiles, *Econometrica*, 50 (1), pp. 43-61.
- LACOUR C., PEYREFFITE M., 1995, *Analyse économique du Bassin d'Arcachon : Les dynamiques d'intégration, Aménagement – Développement – Environnement*, Rapport final de synthèse, Contrat d'étude Ifremer, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Institut d'Economie Régionale du Sud-Ouest, 208 p.
- LECAT G., 2006, *Analyse économique de la planification urbaine*, Thèse pour le Doctorat ès Sciences Economiques, Université de Bourgogne, 436 p.
- LEE C.-M., LINNEMAN P., 1998, Dynamics of the greenbelt amenity effect on the land Market: the case of Seoul's greenbelt, *Real Estate Economics*, 26 (1), pp. 107-129.
- LESAGE J.P., 1997, Bayesian estimation of spatial autoregressive models, *International Regional Science Review*, 20, pp. 113-129.
- LESAGE J.P., 1999, *The theory and practice of spatial econometrics*, University of Toledo, 296 p.
- LESAGE J.P., FISCHER M., 2007, *Spatial growth regressions: Model specification, estimation and interpretation*, Texas State University, Vienna University of Economics and Business Administration.
- LESAGE J.P., PARENT O., 2006, *Bayesian model averaging for spatial econometric models*, Texas State University and University of Cincinnati, 36 p.
- MCCONNELL V.D., WALLS M.A., 2005, *The value of open space: evidence from studies of nonmarket benefits*, Resources for the Future Report, Washington, DC, 82 p.
- MICELI T.J., SIRMANS C.F., 2007, The holdout problem, urban sprawl, and eminent domain, *Journal of Housing Economics*, 16 (3-4), pp. 309-319.

- MILLS D.E., 1981, Growth, speculation and sprawl in a monocentric city, *Journal of Urban Economics*, 10 (2), pp. 201-226.
- MUELLER J.M., LOOMIS J.B., 2008, Spatial dependence in hedonic property models: Do different corrections for spatial dependence result in economically significant differences in estimated implicit prices?, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 33 (2), pp. 212-231.
- MUTH R.F., 1969, *Cities and housing. The spatial pattern of urban residential land use*, Chicago, The University of Chicago Press.
- PARSONS G.R., NOAILLY J., 2004, A value capture property tax for financing beach nourishment projects: an application to Delaware's ocean beaches, *Ocean & Coastal Management*, 47, pp. 49-61.
- POGODZINSKI J.M., SASS T.R., 1991, Measuring the effects of municipal zoning regulations: a survey, *Urban Studies*, 28 (4), pp. 597-621.
- POMPE J.J. (2008), The effect of a gated community on property and beach amenity valuation, *Land Economics*, 84 (3), pp. 423-433.
- REHM M.J., FILIPPOVA O., STONE J., 2006, The influence of vintage on house value, *Pacific Rim Property Research Journal*, 12 (3), pp. 232-253.
- ROSEN S., 1974, Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82 (1), pp. 34-55.
- ROUWENDAL J., VAN DER STRAATEN J.W., 2008, *The costs and benefits of providing open space in cities*, Tinbergen Institute, Discussion Paper n° 2008-001/3, 33 p.
- SMITH V.K., POULOS C., KIM H., 2002, Treating open space as an urban amenity, *Resource and Energy Economics*, 24 (1-2), pp. 107-129.
- SMYTH H., 1996, Running the gauntlet: a compact city within a doughnut of decay », In JENKS M., BURTON E., WILLIAMS K., (eds), *The Compact City: a sustainable urban form?*, Oxford, E & FN Spon.
- STEVENSON S., 2004, New empirical evidence on heteroscedasticity in hedonic housing models, *Journal of Housing Economics*, 13 (2), pp. 136-153.
- THORSNES P., 2002, The value of a suburban forest preserve: estimates from sales of vacant residential building lots, *Land Economics*, 78 (3), pp. 426-441.
- TRAVERS M., NASSIRI A., APPERE G., BONNIEUX F., 2008, Evaluation des bénéfices environnementaux par la méthode des prix hédonistes : une application au cas du littoral, *Economie et Prévision*, n° 185, pp. 47-62.
- TYRVAINEN L., MIETTINEN A., 2000, Property prices and urban forest amenities, *Journal of Environmental Economics and Management*, 39 (2), pp. 205-223.
- WALLACE N.E., 1988, The market effects of zoning undeveloped land: does zoning follow the market?, *Journal of Urban Economics*, 23 (3), pp. 307-326.
- WHEATON W., 1993, Land Capitalization, Tiebout mobility and the role of zoning regulations, *Journal of Urban Economics*, 34 (2), pp. 102-117.
- WHITE H., 1980, A heteroskedastic-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica*, 48 (4), pp. 817-838.

Cahiers du GREThA *Working papers of GREThA*

GREThA UMR CNRS 5113

Université Montesquieu Bordeaux IV
Avenue Léon Duguit
33608 PESSAC - FRANCE
Tel : +33 (0)5.56.84.25.75
Fax : +33 (0)5.56.84.86.47

www.gretha.fr

Cahiers du GREThA (derniers numéros)

- 2009-23 : CORIS Marie, FRIGANT Vincent, LUNG Yannick, *Changements organisationnels et diversité des formes institutionnelles*
- 2009-24 : DUPUY Claude, MONTALBAN Matthieu, MOURA Sylvain, *Finance et dynamiques des industries*
- 2009-25 : CLEMENT Matthieu, *Amartya Sen et l'analyse socioéconomique des famines : portée, limites et prolongements de l'approche par les entitlements*
- 2010-01 : ZUMPE Martin, *Règles de politique monétaire, apprentissage et stabilité: une revue de la littérature récente*
- 2010-02 : SARACCO Jérôme, CHAVENT Marie, KUENTZ Vanessa, *Clustering of categorical variables around latent variables*
- 2010-03 : CLEMENT Matthieu, *Disponibilité alimentaire et droits d'accès durant la famine chinoise du Grand Bond en Avant : une analyse économétrique sur données de panel*
- 2010-04 : SARRACO Jérôme, CHAVENT Marie, KUENTZ Vanessa, *Rotation in Multiple Correspondence Analysis: a planar rotation iterative procedure*
- 2010-05 : BONIN Hubert, *L'épargne française exposée aux risques russes dans les années 1900/1920 : la réalité d'actifs tangibles et mobiles*
- 2010-06 : FERRARI Sylvie, MEHDI MEKNI Mohammed, PETIT Emmanuel, ROUILLON Sébastien, *Du bien-fondé de la participation des citoyens aux marchés de permis d'émissions : Efficacité économique et questionnements éthiques*
- 2010-07 : PETIT Emmanuel, *Le rôle du regret dans la permanence des anomalies sur les marchés financiers*
- 2010-08 : LEVY Rachel, TALBOT Damien, *Le contrôle par la proximité : l'analyse du réseau du pôle de compétitivité Aerospace Valley*
- 2010-09 : BERROU Jean-Philippe, GONDARD-DELCROIX Claire, *Réseau social et accès aux ressources dans la trajectoire d'entreprises informelles : récits de vie d'entrepreneurs à Bobo-Dioulasso (Burkina Faso)*
- 2010-10 : BECUWE Stéphane, HASNI Radhouane, *Le protectionnisme vert : Le cas du secteur Textile-Habillement*
- 2010-11 : BROUILLAT Eric, LUNG Yannick, *Spatial distribution of innovative activities and economic performances: A geographical-friendly model*
- 2010-12: DANTAS Monique, GASCHET Frédéric, POUYANNE Guillaume, *Effets spatiaux du zonage sur les prix des logements sur le littoral : une approche hédoniste bayésienne*

La coordination scientifique des Cahiers du GREThA est assurée par Sylvie FERRARI et Vincent FRIGANT. La mise en page est assurée par Dominique REBOLLO.