

## **ANALYSE COMPARÉE DES MÉCANISMES DE PRIX DES DIFFÉRENTS MARCHÉS FONCIERS : TERRES AGRICOLES ET LITTORAL EN CHARENTE-MARITIME (FRANCE)**

**Jeanne Dachary-Bernard**

*UR ADBX « Aménités et Dynamiques des  
Espaces Ruraux »  
CEMAGREF  
50, Avenue de Verdun  
Gazinet, 33612 Cestas Cedex  
France  
jeanne.dachary-bernard@cemagref.fr*

**Sandrine Lyser**

*UR ADBX « Aménités et Dynamiques des  
Espaces Ruraux »  
CEMAGREF  
50, Avenue de Verdun  
Gazinet, 33612 Cestas Cedex  
France  
sandrine.lyser@cemagref.fr*

### **Résumé.**

Le développement de nouvelles fonctions jouées par les territoires ruraux fait naître des conflits d'usage sur ces espaces et impacte notamment la valeur des terres agricoles. De manière à mettre en évidence les principaux facteurs influençant le prix de ces terres, nous appliquons la méthode des prix hédonistes (MPH) sur le littoral charentais. Nous distinguons différents marchés fonciers selon l'usage auquel est destinée la parcelle vendue (agricole, loisirs, habitation, artificialisation). Les résultats des modélisations confirment l'hétérogénéité de fonctionnement de ces marchés, ce qui justifie de les distinguer lorsque l'on traite de la valeur du foncier. On constate par ailleurs que les gradients de rente de périurbanisation et/ou de littoralisation apparaissent mais différemment selon les marchés considérés.

**Mots clés :** Terres agricoles ; littoral ; marchés fonciers ; prix hédonistes.

**Codes JEL :** Q24; R14 ; Q15.

### **Abstract. A Comparative Analysis of Pricing Mechanisms in Different Land Markets: Agricultural Land Values in a French Coastal Zone**

The development of the new functions of rural territories creates land use problems and conflicts that impact agricultural land values. Coastal zones are particularly prone to such land use conflicts since at the same time they support natural resources of high ecological potential and are also the object of high residential and touristic attractiveness. Thus, land use changes in coastal zones are of substantial interest, especially agricultural land conversion. This paper applies the hedonic price method to French land transactions that took place in a coastal area between 2003 and 2007. First, we identify the main factors that explain the observed land prices and specifically the importance of some spatial features as urban and agricultural zoning or distances to the seaside or to urban centres. Secondly, we study the different influences of these factors according to the destination of the agricultural lands. Indeed, we distinguish different land markets based on the ultimate destination of these agricultural plots (e.g. agricultural, accommodation or recreation uses). In point of fact, we assume that there is no single land market, but several different land markets associated with the future use of the land parcel. We suppose that prices are not influenced in the same way in these different markets.

The main estimation results confirm the heterogeneous pricing mechanisms of the land markets and, thus, the importance of distinguishing them in dealing with land values. Moreover, we look at specific spatial factors: urban price gradients and coastal rent

gradients appear but their influence differs depending on the land market under consideration. The paper concludes with some technical and empirical perspectives in order to deal with the spatial distributions of land values.

**Key Words:** Agricultural lands, coastal area, land markets, hedonic prices.

**JEL Codes:** Q24; R14 ; Q15.

## **Introduction**

La question de la valeur des terres a été investie depuis longtemps par les économistes, notamment du fait du rôle particulier que joue la terre dans les processus économiques. La terre est en effet à la fois support spatial de nombreuses activités économiques et facteur de production direct dans le cas de l'activité agricole. C'est une ressource non renouvelable qui, en certains lieux, se retrouve prisée pour des usages différents et bien souvent substituables.

La question de l'allocation des terres interroge à nouveau la recherche aujourd'hui face aux nouveaux enjeux que connaissent nos sociétés. La pression démographique et le respect de l'environnement expliquent pour beaucoup le nouveau contexte dans lequel la gestion des terres doit être pensée. En effet, nous devons repenser nos besoins en logements et nos besoins alimentaires, et donc réinterroger l'allocation des espaces pour pouvoir répondre à ces besoins. Face à cela, la nécessaire protection de l'environnement au sens large (biodiversité, réchauffement climatique) et les nouvelles attentes de la société en termes de cadre de vie font évoluer la donne et amènent à réfléchir à une allocation *durable* des espaces. Certains espaces sont plus sensibles que d'autres au regard de cette compétition entre usages du sol, et c'est notamment le cas des espaces littoraux. Particulièrement prisés à des fins touristiques et résidentielles, ce sont traditionnellement des espaces majoritairement agricoles où l'agriculture joue de plus en plus un rôle de gestion de l'espace (Merckelbagh, 2009).

C'est dans ce contexte que se situe ce travail qui s'intéresse plus spécifiquement à la valeur des terres agricoles en les distinguant selon la destination d'usage qui leur est attribuée. Certaines terres agricoles vendues peuvent rester à usage agricole, d'autres peuvent être converties à d'autres usages : usage résidentiel, de loisirs ou encore d'artificialisation. En distinguant la destination de la terre concernée par la transaction, nous souhaitons mettre en évidence les différences ou similitudes de fonctionnement des marchés fonciers.

Pour répondre à cet objectif, nous appliquons la méthode des prix hédonistes aux terres agricoles échangées entre 2003 et 2007, sur une zone littorale de Charente-Maritime. Nous cherchons à étudier le rôle que jouent les facteurs spatiaux que sont la distance aux centres urbains et la distance au littoral. Nous verrons que ces facteurs n'exercent pas la même influence sur la valeur d'un terrain selon la destination prévue de ce terrain. Ce type de résultat peut enrichir la réflexion sur l'allocation des terres sur des milieux connaissant une forte pression foncière.

Après une première partie consacrée à un état de la littérature relatif à l'étude de la valeur des terres agricoles par la méthode des prix hédonistes, nous présenterons le terrain

d'étude et nos choix empiriques dans une seconde partie. La partie 3 présentera la démarche adoptée pour correctement spécifier le modèle sur chacun des sous-marchés fonciers étudiés. La partie 4 présentera les résultats obtenus et mettra alors en perspective les résultats sur les différents marchés de manière à souligner les différents fonctionnements fonciers selon l'usage des terres. La dernière partie conclura en discutant ces résultats dans une perspective d'enrichissement de l'analyse.

## **Cadrage théorique**

### **État de la littérature**

De nombreux travaux se sont intéressés à la valeur des terres agricoles en employant la méthode des prix hédonistes (MPH).

Certaines études se sont focalisées sur les perspectives de développement futur (en usage résidentiel) des terres et ont étudié la dynamique de leurs prix avec prise en compte de l'incertitude quant à la future utilisation de la terre (Plantinga et Miller, 2001) (Plantinga et al. 2002) (Irwin et Bockstael, 2004) (Bell et Irwin, 2002). En France, des travaux ont consisté à appliquer le modèle de Capozza et Helsley (Capozza et Helsley, 1989) sur des espaces périurbains. Ainsi, Cavailhès et Wavresky (2003) ont étudié l'influence urbaine sur les terres agricoles périurbaines dans l'aire urbaine de Dijon (France) en modélisant l'anticipation de développement résidentiel de parcelles agricoles. Pour leur part, Géniaux et Napoléone (2005) ont étudié le lien entre rentes foncières et anticipations sur le département des Bouches-du-Rhône (France).

Dans d'autres travaux, ce n'est pas la conversion potentielle des terres qui est intégrée dans les modèles, mais le poids de la pression urbaine (ou résidentielle) au moment de la transaction (Xu et al, 1993) (Shi et al, 1997) (Huang et al, 2006) (Gracia et al, 2007). Les modèles ont commencé à prendre en compte les effets spatiaux pour intégrer la dépendance spatiale pouvant exister entre terres voisines (Patton et McErlean, 2003). En France, peu de travaux ont été développés sur ces questions, bien souvent pour des problèmes de qualité de données. Citons l'étude de Michalland (1996) qui a employé cette méthode à l'échelle de la région Midi-Pyrénées pour estimer la demande en eau d'irrigation, mais sans succès. Le Goffe et Salanié (2005) a plus récemment cherché à valoriser le droit d'épandage à partir du marché foncier breton, mais sans soucis de traitement des effets spatiaux à cause du manque d'information fournie par les données utilisées. Plus récemment, Pérès (2009) s'est intéressée à la valeur des terres viticoles et leur capacité de résistance face à l'étalement urbain.

Nous nous situons plutôt dans le deuxième groupe de travaux, en étudiant plus particulièrement les facteurs explicatifs du prix d'une terre agricole sans prise en compte des anticipations des acheteurs potentiels. Mais en distinguant les différents sous-marchés fonciers, nous prenons en compte la conversion annoncée lors de l'acte d'achat, et non la possible conversion future.

## **Méthode des prix hédonistes**

La méthode des prix hédonistes (MPH), développée par Rosen (1974), a été largement utilisée pour étudier les prix des logements ou le prix des terres.

Appliquée aux terres agricoles, la méthode part de l'idée que les différences de prix entre différentes parcelles s'expliquent par les différences de caractéristiques de ces parcelles. Parmi les principales caractéristiques prises en compte dans la fonction de prix hédonistes, on distingue habituellement les facteurs agricoles des facteurs non agricoles, tels que la localisation de la parcelle par rapport au centre urbain ou l'accessibilité de la parcelle.

La méthode consiste ainsi à régresser le prix à l'hectare  $P_i$  de la parcelle agricole  $i$  sur les différents facteurs supposés contribuer à expliquer le prix :

$$P_i = \alpha + \beta' x_i + \varepsilon_i, \forall i = 1 \dots I \quad (1)$$

avec  $x_i = x_{1i} \dots x_{ki}$  les  $k$  caractéristiques de la terre  $i$  et  $\varepsilon_i$  le terme aléatoire supposé indépendant et distribué selon une loi normale.

Le prix, qui s'exprime sur le marché foncier, émerge suite à la rencontre de l'acheteur et du vendeur. Le premier retire une certaine utilité à l'achat de cette terre du fait des caractéristiques de ce bien (Lancaster, 1966). La méthode propose alors dans un second temps d'inférer les fonctions de demande de chacune des caractéristiques du bien, en calculant la dérivée première de la fonction de prix hédonistes pour la caractéristique d'intérêt. Le marché foncier est, dans ce cas, considéré comme le marché sur lequel s'exprime une demande indirecte pour différents biens ou services non marchands tels que certaines aménités. Dans le cadre de ce travail, nous resterons à la phase de formulation et d'estimation de la fonction de prix hédonistes, l'objectif principal étant de mettre en évidence les variables influençant le prix de la terre et non d'étudier la demande pour certains biens annexes.

Appliquer la méthode des prix hédonistes pour étudier la valeur des terres sur le littoral charentais ambitionne de contribuer à la compréhension des mécanismes fonciers des terres agricoles sur des espaces prisés et sujets à conflits. La section suivante présente les données et la stratégie empirique adoptée.

## **Choix empiriques et données**

### **Le littoral charentais**

Le département de la Charente-Maritime, composé de 472 communes, connaît une croissance démographique importante mais qui profite surtout aux grandes agglomérations (La Rochelle, Saintes, Rochefort) et au littoral (INSEE Poitou-Charentes, 2009). Comme de nombreux espaces littoraux, la forte attractivité, notamment touristique, nécessite la création d'équipements, d'infrastructures et de logements et génère une forte pression sur cet espace fragile. Mais la zone littorale n'est pas la seule à être concernée par de telles pressions ; d'autres espaces connaissent un certain nombre de difficultés et de conflits, notamment autour de l'usage du sol. L'incompatibilité de ces occupations des sols pose un

problème de raréfaction des terres et induit alors un phénomène de renchérissement de ces dernières. L'urbanisation, et plus particulièrement le phénomène de périurbanisation, entraînent une augmentation de l'artificialisation des territoires et posent des problèmes de disparition des terres agricoles, dans ce département à dominante rurale. Ainsi, le nombre d'exploitation est passé de 15 766 en 1988 à 9 999 en 2000, et la SAU (superficie agricole utilisée) totale est passée de 447 434 à 442 994 ha sur la même période (source Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE)). Outre la pression foncière particulièrement forte sur le littoral, l'agriculture de Poitou Charente est également associée à une pression sur la ressource en eau (Bouba-Olga et al, 2004).

La zone d'étude, qui concerne une partie seulement de la Charente-Maritime, est composée de 243 communes. La Figure 1 ci-dessous situe géographiquement ces communes, en les inscrivant selon la nomenclature de l'INSEE dans le zonage en aires urbaines et aires d'emploi de l'espace rural (ZAUER). On visualise 4 centres urbains dont 3 sont situés en frange de littoral. Les espaces périurbains sont relativement étendus, mais les espaces dits « ruraux » sont encore fortement présents sur la zone d'étude. En effet, le littoral charentais est à dominante rurale puisqu'il n'a pas fait l'objet de démarche volontariste de la part des pouvoirs publics en termes d'aménagement touristique ce qui amène seulement 5% du littoral à être artificialisé (Réseau Equipement, 2007).

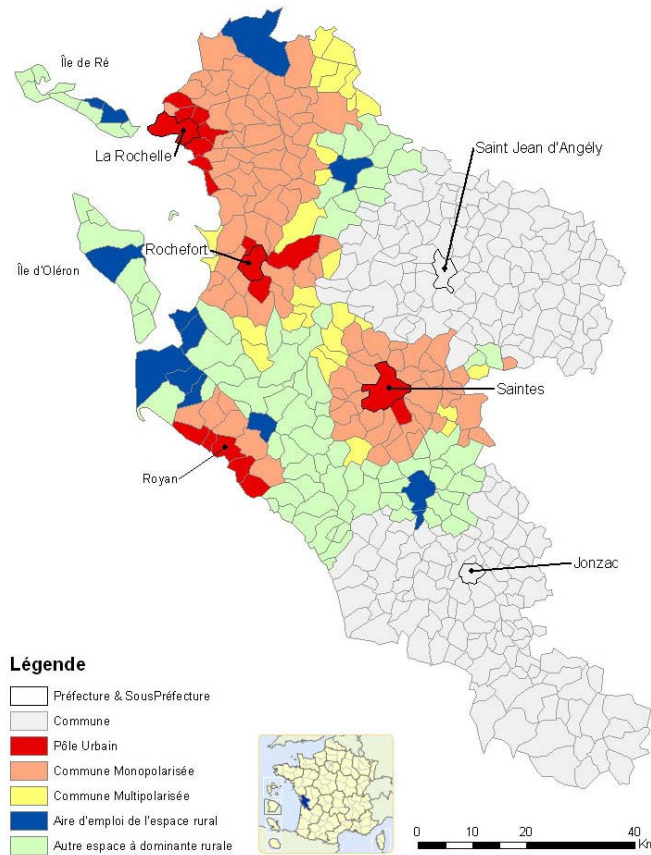
Ce travail vise à étudier la valeur des terres agricoles en distinguant ces terres selon la destination d'usage qui leur est attribuée. Nous partons en effet de l'idée que les facteurs qui jouent sur le prix de la terre sont différents selon la vocation prévue de cette terre (artificialisation, loisirs, maisons ou maintien d'un usage agricole). C'est pourquoi nous posons l'hypothèse d'une hétérogénéité du marché foncier. L'enjeu est notamment de mettre en évidence les différences ou similitudes de fonctionnement de ces marchés fonciers. Les sous marchés considérés (que nous qualifierons de marchés dès à présent) sont distingués selon la vocation foncière annoncée lors de la transaction. Cette information est renseignée par les notaires qui notifient l'ensemble des transactions auprès des SAFER, organisme auprès duquel nous nous sommes procuré les données. Ainsi, 5 marchés sont distingués ici<sup>1</sup> :

- Marché des terres et des prés ;
- Marché des cultures spéciales ;
- Marché des espaces de loisirs ;
- Marché de l'espace en vue de son artificialisation ;
- Marché des maisons à la campagne.

---

<sup>1</sup> La SAFER (Société d'Aménagement Foncier et d'Etablissement Rural) prend en compte 4 autres marchés fonciers (celui des vignes, des forêts, des landes et friches, et un marché « hors segmentation ») que nous n'étudierons pas ici pour diverses raisons qui seront exposées à la section suivante relative aux données mobilisées.

**FIGURE 1 Zone d'étude retenue sur le littoral charentais**



Source : Zonage en aires urbaines et aires d'emploi de l'espace rural (INSEE Poitou-Charentes, 2009).

On constate que trois de ces marchés font référence au développement résidentiel qui est un des enjeux forts sur notre zone d'étude. Cavailhès et Wavresky (2003) ont également pratiqué un découpage de ce genre en distinguant deux usages : l'usage agricole et l'usage résidentiel. En proposant une distinction plus précise, nous souhaitons étudier de manière différenciée les espaces de loisirs (particulièrement développés et en pleine expansion dans une zone touristique telle que le littoral charentais), les espaces résidentiels des maisons à la campagne et les espaces destinés à l'artificialisation, qui apportent chacun un regard particulier sur le développement résidentiel de la zone d'étude.

Ce découpage permet de tenir compte de l'hétérogénéité des marchés fonciers, mais ne prend pas en compte une certaine hétérogénéité spatiale. Cette dernière a pu être étudiée par un découpage du marché étudié en régions spatiales pertinentes, en estimant pour chacune une fonction de prix hédonistes (Elad et al, 1994; Xu et al, 1993). En ce qui concerne notre étude, les caractéristiques de zonage spatial seront intégrées dans l'analyse via le modèle économique : nous prendrons en compte les 5 Petites Régions Agricoles (PRA) concernées par la zone d'étude ainsi que les zonages en espaces sous influence

urbaine et espaces sous influence rurale à partir de la typologie proposée par l'INSEE (figure 1). Ces variables sont présentées dans la section suivante.

### **Données et variables**

La liste des données utilisées et des variables retenues dans les modèles est fournie dans le tableau 1 ci-dessous.

Les données disponibles à l'échelle de la transaction sont toutes fournies par la SAFER. Outre les prix par année, elles indiquent la destination de la terre, l'existence d'un bâtiment et son type (habitation, exploitation ou mixte), les caractéristiques du vendeur et de l'acheteur. La parcelle est localisée à l'échelle de la commune. Nous avons enrichi cette base par des données de « voisinage » communales : densité de population, part d'agriculteurs dans la population active, etc. fournies par l'INSEE. Les variables de distance à la commune la plus fréquentée (Inventaire communal) ou de distance au littoral (calculée par nos soins par SIG entre le centroïde de la commune et le trait de côte littoral) permettront de spatialiser la transaction sur le terrain d'étude. Les variables de zonage spatial inscrivent la transaction par rapport au zonage en aires urbaines ou au zonage en Petite Région Agricole de l'INSEE. Les informations plus agricoles sont issues du Recensement Agricole de 2000. Nous avons également recensé le nombre de labels ou d'AOC par commune pour qualifier l'environnement de type « patrimonial » de la transaction.

**TABLEAU 1 Liste des variables utilisées**

<b>Variables</b>	<b>Unité</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Ecart-type</b>	<b>Source</b>
Prix	€/ha	259 052,47	839 555,47	SAFER 2003 à 2007
Surface	Ha	1,42	5,07	
<u>Marché</u>				
Marché des terres et prés	1 = oui / 0 = non	0,28	-	
Marché des cultures spéciales	1 = oui / 0 = non	0,03	-	
Marché des espaces de loisirs	1 = oui / 0 = non	0,31	-	
Marché de l'espace en vue de son artificialisation	1 = oui / 0 = non	0,24	-	
Marché des maisons à la campagne	1 = oui / 0 = non	0,14	-	
Bâti	1 = oui / 0 = non	0,20	-	
<u>Type de bâtiment</u>				
Bâtiment d'exploitation	1 = oui / 0 = non	0,13	-	
Bâtiment d'habitation	1 = oui / 0 = non	0,74	-	
Bâtiment mixte	1 = oui / 0 = non	0,07	-	
Bâtiment autre	1 = oui / 0 = non	0,06	-	
<u>Année de transaction</u>				
2003	1 = oui / 0 = non	0,19	-	
2004	1 = oui / 0 = non	0,20	-	
2005	1 = oui / 0 = non	0,20	-	
2006	1 = oui / 0 = non	0,21	-	
2007	1 = oui / 0 = non	0,19	-	

<u>Changement de propriétaire</u>				
Vendeur agricole – Acheteur agricole	1 = oui / 0 = non	0,06	-	
Vendeur agricole – Acheteur non agricole	1 = oui / 0 = non	0,08	-	
Vendeur non agricole – Acheteur agricole	1 = oui / 0 = non	0,20	-	
Vendeur non agricole – Acheteur non agricole	1 = oui / 0 = non	0,66	-	
<u>Région Poitou-Charentes</u>				
Vendeur	1 = oui / 0 = non	0,86	-	
Acheteur	1 = oui / 0 = non	0,85	-	
Vendeur et Acheteur	1 = oui / 0 = non	0,75	-	
<u>Établissement public</u>				
Vendeur	1 = oui / 0 = non	0,03	-	
Acheteur	1 = oui / 0 = non	0,08	-	
<u>Profession liée à l'activité agricole</u>				
Vendeur	1 = oui / 0 = non	0,14	-	
Acheteur	1 = oui / 0 = non	0,26	-	
<u>Zonage en aires urbaines et aires d'emploi de l'espace rural</u>				
Pôle urbain	1 = oui / 0 = non	0,08	-	INSEE Zonages ZAUER
Commune monopolarisée	1 = oui / 0 = non	0,40	-	
Commune multipolarisée	1 = oui / 0 = non	0,11	-	
Aire d'emploi de l'espace rural	1 = oui / 0 = non	0,05	-	
Autre espace à dominante rurale	1 = oui / 0 = non	0,36	-	
<u>Zonage en petites régions agricoles</u>				
Aunis	1 = oui / 0 = non	0,28	-	INSEE Fichier Régions Agricoles (RA et PRA)
Marais de Rochefort et Marennes	1 = oui / 0 = non	0,13	-	
Marais Poitevin desséché	1 = oui / 0 = non	0,05	-	
Saintonge Agricole	1 = oui / 0 = non	0,14	-	
Saintonge Viticole	1 = oui / 0 = non	0,41	-	
Densité de population de la commune	hab/km <sup>2</sup>	122,47	229,62	
Part d'agriculteurs exploitants dans la population active de la commune	% population active	7,78	6,88	INSEE RGP 1999
Part de SAU de la commune	% surface communale	65,11	19,43	RA 2000
Part de surface irriguée dans la SAU communale	% SAU communale	20,80	13,83	
Distance à la commune la plus fréquentée	Km	11,19	8,48	Inventaire communal 1998
Distance au littoral	Km	15,41	11,92	SIG
Nombre total d'AOC de la commune		5	-	INAO
Nombre total de labels de la commune		8	-	

Nous travaillons sur un échantillon de 15 718 transactions réparties en 5 marchés fonciers. Quelques statistiques descriptives sont présentées dans les tableaux 2 et 3. La période concernée étant 2003-2007, nous avons testé la stabilité des prix sur cette période pour chaque marché. Le test de Levene (tableau 4) d'égalité des variances conclut à la présence d'hétéroscédasticité sur tous les marchés sauf sur celui des terres et prés (marché 1). Nous cherchons alors à étudier l'influence de l'année sur le prix de la transaction. Le test d'analyse de variance ANOVA (tableau 4) nous amène à constater que pour le marché des



terres-prés, les moyennes des prix ne varient pas sur la période 2003-2007, contrairement aux autres marchés étudiés. On peut donc supposer dès à présent que les années n'auront pas d'influence pour le marché 1 mais en auront pour les autres.

### **Spécification du modèle**

Avant de pouvoir estimer la fonction de prix hédonistes pour chacun des 5 marchés fonciers identifiés, nous devons spécifier la forme fonctionnelle des 5 régressions à estimer.

La transformation de Box-Cox (Box et Cox, 1964), de paramètre  $\gamma$  pour la variable  $q$  est définie de la façon suivante :

$$q^{(\gamma)} = \begin{cases} (q^\gamma - 1)/\gamma & \text{si } \gamma \neq 0, \\ \ln(q) & \text{si } \gamma = 0 \end{cases}$$

Le modèle de régression hédoniste Box-Cox, par marché foncier, peut donc être formulé de la façon suivante :

$$P_i^{(\theta)} = \alpha + \beta' x_i^{(\lambda)} + \varphi' z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

où  $\theta$  et  $\lambda$  sont les paramètres de transformation respectifs de la variable dépendante et de certaines variables indépendantes ( $x_i$ ) ; les variables  $z_i$  sont des variables sur lesquelles la transformation n'est pas appliquée, ce qui est notamment systématiquement le cas des variables discrètes.

Plusieurs modèles « standards » sont donc identifiables selon les valeurs prises par les deux paramètres : modèle linéaire ( $\theta=1$  et  $\lambda=1$ ), semi-logarithmique ( $\theta=0$  et  $\lambda=1$ ), linéaire-logarithmique ( $\theta=1$  et  $\lambda=0$ ) ou double-logarithmique ( $\theta=0$  et  $\lambda=0$ ). Dans la littérature, les fonctions estimées le plus fréquemment sont non linéaires, de type semi-logarithmique, linéaire-logarithmique ou double-logarithmique et la transformation de Box-Cox n'est pas très souvent employée. Certains (Chicoine, 1981) (Benson et al., 2003) concluent à l'usage d'une forme log-linéaire. Sans tests particuliers, certains s'appuient sur des études antérieures pour choisir la forme de leur modèle (Sengupta et Osgood, 2003). Le risque en employant une telle transformation de Box Cox est que l'on peut obtenir des paramètres de transformation différents de zéro ou de l'unité, ce qui indique que le modèle à estimer n'est pas de forme « standard » (Elad et al., 1994). Et estimer un tel modèle « non contraint » rend difficile l'analyse économique des coefficients estimés (Le Goffe et Salanié, 2005). Nous garderons à l'esprit qu'il s'agit d'un choix méthodologique qui a été critiqué sur plusieurs aspects (Cassel et Mendelsohn, 1985) mais qui s'inscrit dans une démarche rigoureuse d'estimation.

**TABLEAU 2 Caractéristiques de la zone d'étude par espace**

<b>Espace</b>	<b>Pôle Urbain</b>	<b>Commune Mono-polarisée</b>	<b>Commune Multi-polarisée</b>	<b>Aire d'emploi de l'espace rural</b>	<b>Autre espace à dominante rurale</b>	<b>TOTAL</b>
Nombre de communes	19	96	27	13	88	243
<b>Nombre moyen de transactions</b>						
- 2003	13	13	12	30	13	14
- 2004	14	13	12	30	15	15
- 2005	14	13	13	29	15	15
- 2006	14	13	12	26	17	15
- 2007	11	12	11	27	16	14
<i>2003-2007</i>	<i>66</i>	<i>63</i>	<i>60</i>	<i>142</i>	<i>76</i>	<i>72</i>
<b>Prix moyen des transactions bâties (€/ha)</b>						
- 2003	265 269	284 638	412 424	1 113 051	231 939	322 556
- 2004	831 674	414 642	500 428	352 279	513 164	487 022
- 2005	1 219 235	560 933	466 283	1 502 966	732 005	714 237
- 2006	1 485 392	563 867	567 079	936 210	884 370	772 264
- 2007	648 032	722 351	733 778	1 018 017	889 346	794 103
<i>2003-2007</i>	<i>1 465 023</i>	<i>654 841</i>	<i>677 566</i>	<i>1 203 483</i>	<i>1 049 067</i>	<i>892 830</i>
<b>Prix moyen des transactions non bâties (€/ha)</b>						
- 2003	144 674	54 864	35 568	91 364	36 5352	55 073
- 2004	129 697	67 700	45 677	163 324	82 877	80 712
- 2005	313 277	84 961	75 438	72 744	86 135	101 526
- 2006	302 634	163 836	62 250	248 728	92 776	142 209
- 2007	207 089	133 023	108 168	274 217	82 868	125 443
<i>2003-2007</i>	<i>194 191</i>	<i>125 971</i>	<i>71 779</i>	<i>190 400</i>	<i>82 694</i>	<i>113 058</i>
<b>Distance moyenne à la commune la plus fréquentée (km)</b>						
	8,7	10,0	9,9	20,2	12,1	11,2
<b>Densité moyenne (hab/km<sup>2</sup>)</b>						
	617	87	68	191	61	122
<b>Part de la SAU dans la commune (%)</b>						
	45,5	70,1	72,6	44,3	64,0	65,1
<b>Proportion d'agriculteurs dans la population active (%)</b>						
	1,1	5,1	8,5	7,0	12,1	7,8
<b>Nombre moyen de labels</b>						
	8	8	8	8	7	8
<b>Nombre moyen d'exploitations</b>						
	15	18	22	29	26	22
<b>Part moyenne de la surface de céréales dans la SAU communale (%)</b>						
	61,77	48,35	54,84	41,71	42,10	46,97
<b>Part moyenne de la surface en cultures industrielles dans la SAU communale (%)</b>						
	20,30	19,27	16,28	14,30	17,96	18,32
<b>Part moyenne de la surface en fourrages dans la SAU communale (%)</b>						
	13,26	9,49	13,83	12,92	8,46	10,12
<b>Part moyenne de la surface en bois et forêts dans la commune (%)</b>						
	0,36	1,62	2,70	1,32	2,87	2,15
<b>Part moyenne de la surface irrigable dans la SAU communale (%)</b>						
	38,42	29,84	37,75	20,20	26,81	29,50
<b>Part moyenne de la surface irriguée dans la SAU communale (%)</b>						
	27,49	20,18	24,99	15,15	20,02	20,80

**TABLEAU 3 Sous-marchés par année et type d'espace**

Espace	Marché	Année					
		2003	2004	2005	2006	2007	TOTAL
Pôle Urbain	des terres et prés	20,96%	16,26%	9,54%	15,71%	18,63%	15,97%
	des cultures spéciales et divers	0,87%	2,03%	1,15%	3,07%	1,47%	1,75%
	des espaces de loisirs	38,43%	34,15%	20,99%	19,16%	25,00%	27,29%
	de l'espace en vue de son artificialisation	24,45%	34,96%	53,44%	48,28%	41,67%	41,01%
	des maisons à la campagne	15,28%	12,60%	14,89%	13,79%	13,24%	13,98%
	<i>Sous-total Pôle Urbain</i>		<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>
Commune Mono-polarisée	des terres et prés	28,18%	26,91%	26,88%	24,01%	27,69%	26,66%
	des cultures spéciales et divers	2,21%	1,93%	3,63%	1,49%	1,86%	2,22%
	des espaces de loisirs	31,22%	27,08%	24,40%	24,09%	22,02%	25,77%
	de l'espace en vue de son artificialisation	25,05%	27,70%	29,44%	34,65%	29,26%	29,33%
	des maisons à la campagne	13,35%	16,39%	15,65%	15,76%	19,18%	16,02%
	<i>Sous-total Commune Monopolarisée</i>		<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>
Commune Multi-polarisée	des terres et prés	33,44%	31,39%	29,66%	30,90%	29,45%	30,99%
	des cultures spéciales et divers	4,55%	0,32%	2,45%	5,65%	3,27%	3,22%
	des espaces de loisirs	29,55%	30,74%	22,63%	25,25%	25,09%	26,64%
	de l'espace en vue de son artificialisation	18,83%	21,36%	29,05%	20,93%	26,55%	23,36%
	des maisons à la campagne	13,64%	16,18%	16,21%	17,28%	15,64%	15,79%
	<i>Sous-total Commune Multipolarisée</i>		<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>
Aire d'emploi de l'espace rural	des terres et prés	15,65%	18,90%	25,47%	21,77%	18,48%	19,96%
	des cultures spéciales et divers	6,96%	6,69%	3,11%	4,08%	3,63%	4,98%
	des espaces de loisirs	48,70%	47,97%	45,03%	44,22%	39,60%	45,27%
	de l'espace en vue de son artificialisation	17,39%	17,44%	13,04%	21,09%	25,08%	18,66%
	des maisons à la campagne	11,30%	9,01%	13,35%	8,84%	13,20%	11,13%
	<i>Sous-total Aire d'emploi de l'espace rural</i>		<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>
Autre espace à dominante rurale	des terres et prés	33,70%	32,82%	31,04%	32,55%	30,57%	32,09%
	des cultures spéciales et divers	4,04%	3,74%	3,48%	2,76%	3,47%	3,47%
	des espaces de loisirs	38,35%	38,10%	32,32%	32,47%	30,23%	34,13%
	de l'espace en vue de son artificialisation	10,80%	12,76%	19,59%	18,20%	22,02%	16,89%
	des maisons à la campagne	13,12%	12,59%	13,57%	14,03%	13,72%	13,42%
	<i>Sous-total Autre espace à dominante rurale</i>		<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>
<b>TOTAL</b>	<i>des terres et prés</i>	28,56%	27,83%	27,13%	27,03%	27,44%	27,58%
	<i>des cultures spéciales et divers</i>	3,51%	2,95%	3,20%	2,70%	2,78%	3,02%
	<i>des espaces de loisirs</i>	36,03%	34,24%	28,90%	28,77%	27,54%	31,05%
	<i>de l'espace en vue de son artificialisation</i>	18,69%	21,08%	26,11%	27,03%	26,57%	23,97%
	<i>des maisons à la campagne</i>	13,21%	13,90%	14,65%	14,47%	15,68%	14,38%
	<i>Ensemble</i>		<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>	<i>100%</i>

**TABLEAU 4 Tests de comparaison des moyennes et des variances des prix sur 2003-2007**

Marché	Année de la transaction					Test de Levene	ANOVA à 1 facteur	
	2003	2004	2005	2006	2007	F (p-value)	F (p-value)	
Terres et des prés (1)	N	845	895	874	902	819		
	$\mu$	12196,08	14067,60	16120,72	13513,93	12401,58	1,729 (0,141)	0,526 (0,717)
	$\sigma$	42964,63	77406,40	74932,22	62788,14	52541,15		
Cultures spéciales (4)	N	104	95	103	90	83	12,479 (0,000)	4,214 (0,003)
	$\mu$	83400,33	80161,24	234460,0	260178,5	150299,6		
	$\sigma$	238048,8	205116,6	491952,5	557822,1	478322,7		
Espaces de loisirs (5)	N	1066	1101	931	960	822	19,144 (0,000)	4,401 (0,002)
	$\mu$	90325,52	109745,4	116098,4	158453,8	147515,3		
	$\sigma$	321250,5	257362,4	311467,3	501140,9	484419,2		
Espace en vue de son artificialisation (7)	N	553	678	841	902	793	14,197 (0,000)	19,412 (0,000)
	$\mu$	198198,25	233082,32	329381,82	365353,50	331266,66		
	$\sigma$	299860,04	389031,12	534185,04	619106,83	595264,72		
Maisons à la campagne (9)	N	391	447	472	483	468	8,728 (0,000)	12,644 (0,000)
	$\mu$	599350,69	781302,80	1081230,67	1130707,98	1197862,35		
	$\sigma$	1101459,49	881549,31	2465929,06	1659136,08	2357671,69		

Les transformations ont été mises en œuvre sous NLogit 4.0. La seule variable explicative sur laquelle la transformation de Box Cox a été appliquée est la surface, les autres variables étant des variables binomiales et nous avons testé la significativité des paramètres de transformation estimés (tests de Wald). Les résultats sont fournis dans le tableau 5. En référence aux paramètres de transformation de l'équation (2), les colonnes 3 à 5 du tableau 5 présentent les paramètres de transformation estimés  $\theta$  (modèle 1),  $\lambda$  (modèle 2) et  $\theta$  et  $\lambda$  simultanément (modèle 3).

Seul le marché 4 (cultures spéciales) peut être formalisé par une fonction standard (double-log). Sur les autres marchés, les paramètres de transformation estimés ne nous permettent pas de nous ramener à des formes fonctionnelles connues et aisément interprétables. Par conséquent, à l'instar de Gracia et al (2007), nous proposons de choisir la forme fonctionnelle la plus pertinente parmi les quatre formes standards définies plus haut, et nous avons développé dans ce but des tests de Vuong (1989).

**TABLEAU 5 Résultats des transformations de Box-Cox**

Marchés fonciers	Paramètres estimés de transformation BOX COX		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Marché 1	-0,286 #	-0,367 #	-0,286 #
Marché 4	-0,041 *	-0,041 *	-0,041 *
Marché 5	-	0,122 *	-0,041 #
Marché 7	0,204#	-0,122*	0,204#
Marché 9	-	-1,020 #	0,122 #

Notes : Les tests de Wald ont été calculés pour tester les hypothèses  $\lambda = 0$  et  $\lambda = 1$ . Ces deux hypothèses ont été très souvent rejetées (#). L'hypothèse  $\lambda = 0$  a été acceptée à plusieurs reprises à 5% ou 10% (\*).

## Test de Vuong

Le principe de ce test consiste à estimer plusieurs modèles dont les formes fonctionnelles diffèrent, et à comparer les vraisemblances de ces estimations. Ce test de comparaison de deux modèles non-emboîtés consiste à : (i) estimer chacun des modèles et garder les contributions de chaque observation à la vraisemblance de chaque modèle, (ii) calculer la différence de ces vraisemblances par observation ( $m_i$ ), (iii) calculer la moyenne de ces différences individuelles  $\bar{m}$  et (iv) calculer la statistique de Vuong de la façon suivante :

$$V = \frac{\sqrt{n} \cdot \bar{m}}{\sigma_m} \quad (3)$$

Le test sous-jacent revient à déterminer quel est le meilleur modèle en termes de vraisemblance<sup>2</sup>. L'hypothèse  $H_0$  indique le modèle qui est supposé être le mieux spécifié, l'hypothèse alternative  $H_1$  correspondant à l'autre modèle. La statistique  $V$  suit une loi normale dont la valeur critique au seuil de confiance de 95% est de 1,96. Rejeter  $H_0$  revient à favoriser le modèle inscrit dans l'hypothèse nulle. Les tests de Vuong ont été programmés sous NLogit pour tous les marchés, à l'exception du marché 4 pour lequel a préalablement été retenue une forme double log.

Les marchés 5 et 7 ayant d'ores et déjà validé la forme logarithmique pour le paramètre de transformation de la variable « surface », deux spécifications peuvent être envisagées : la forme lin-log et la forme double-log. Ce sont les deux formes testées, en posant le modèle lin-log sous  $H_0$ . Les statistiques de Vuong obtenues ( $V_5 = -302,5$  et  $V_7 = -247,2$ ) concluent dans les deux cas en faveur du modèle alternatif, c'est-à-dire à une forme double logarithmique.

Concernant les marchés 1 et 9 pour lesquels la transformation de Box-Cox n'avait rien permis de conclure, nous devons tester les 4 spécifications « standards » précédemment énoncées. Les tableaux 6 et 7 présentent les résultats qui concluent également à la préférence d'une forme double-logarithmique sur ces deux marchés que l'on peut, en s'inspirant des tests comparatifs de (Asano, 2002), présenter de manière synthétique de la manière suivante :

$$\text{Linéaire} < \text{lin-log} < \text{log-lin} < \text{log-log}$$

Les régressions que nous allons pouvoir estimer vont donc spécifier un modèle de prix hédonistes sous forme double-logarithmique, ce qui implique que les paramètres des variables explicatives continues pourront être interprétés en termes d'élasticité.

---

<sup>2</sup> Il ne s'agit pas de la vraisemblance maximale puisque la méthode d'estimation est la méthode des moindres carrés ordinaires.

**TABLEAU 6 Tests de Vuong pour le marché 1**

Modèle H0 \ Modèle H1	Linéaire	Log-linéaire	Lin-log	Log-log
Linéaire	-	-298,8	-8,4	-289,8
Log-linéaire	+298,8	-	+302,4	-7,6
Lin-log	+8,4	-302,4	-	-295,1
Log-log	+289,8	+7,6	+295,1	-

**TABLEAU 7 Tests de Vuong pour le marché 9**

Modèle H0 \ Modèle H1	Linéaire	Log-linéaire	Lin-log	Log-log
Linéaire	-	-260,8	-17,8	-237,8
Log-linéaire	+260,8	-	+260,7	-10,1
Lin-log	+17,8	-260,7	-	-240,3
Log-log	+237,8	+10,1	+240,3	-

## Estimations et résultats

### Méthode

Plusieurs problèmes économétriques sont engendrés par la mise en œuvre de la méthode des prix hédonistes : il s'agit des problèmes d'endogénéité et d'autocorrélation spatiale. Nous reviendrons sur ce dernier point dans la discussion.

Le problème d'endogénéité est supposé présent dans notre cas du fait de simultanéité de choix, le prix et la quantité étant deux attributs du foncier choisis simultanément par l'acheteur. On fait donc ici l'hypothèse que la variable de surface est endogène. Pour traiter ce problème de simultanéité, nous utilisons la méthode des variables instrumentales (Robin, 2002; Cavailhès, 2005; Cavailhès et al, 2005). Le principe de cette méthode consiste à trouver des instruments, c'est-à-dire des variables corrélées avec les variables endogènes mais indépendantes du terme d'erreur, qui peuvent être introduites dans la régression à la place de la variable endogène. On utilise pour cela la méthode des doubles moindres carrés (*two-stage least squares - 2SLS*) et l'on vérifie la pertinence des instruments choisis par le test de Sargan<sup>3</sup> (Sargan, 1958) et la présence d'endogénéité par le test de « régression augmentée » de Durbin-Wu-Hausman. Les instruments utilisés sont bons et ont tous été choisis à l'échelle de la transaction (caractéristiques du vendeur ou de l'acheteur). Les résultats présentés dans les tableaux 8 et 8 bis suivant valident l'hypothèse d'endogénéité et il est alors nécessaire d'utiliser les doubles moindres carrés.

La variable dépendante est donc le log du prix moyen en euro par hectare. L'ensemble des autres variables explicatives est listé dans le tableau même si certaines ne sont pas significatives dans le modèle estimé. Nous revenons sur ces résultats par type de marchés

<sup>3</sup> Le test de Sargan qui est un test de sur-identification permettant de valider les instruments, n'est pas réalisable lorsqu'on utilise un seul instrument pour une variable (on dit qu'il y a juste identification).

fonciers (agricole ou résidentiel) afin de mettre en évidence ce qui est spécifique au marché en question, et ce qui est partagé par les autres marchés (de manière identique ou différenciée).

### **Les marchés agricoles**

Sur les marchés agricoles (marchés 1 et 4), certaines variables exercent une influence spécifique. Comme on le supposait, les terres agricoles qui se situent sur des communes plus irriguées sont plus chères, révélant le gain attendu de productivité lié à l'irrigation (Faux et Perry, 1999; Latinopoulos et al, 2004). Le marché des terres et prés se voit négativement impacté par la SAU de la commune : une parcelle sur une commune plus agricole sera relativement moins chère que celle vendue sur une commune dont l'espace est moins occupé par l'agriculture. Il est intéressant de noter que sur ce marché des terres et prés, le nombre de labels enregistrés sur la commune influence négativement le prix des terres : ces signes de qualité ne sont pas valorisés comme tels par le marché foncier agricole, mais plutôt négativement. Peut-être la présence d'une forte connotation « qualité-labels » dans la commune est-elle perçue comme impliquant des pratiques particulières, et donc comme générant des contraintes pour les agriculteurs de ces terres ? On peut voir dans une forte concentration de labels un frein à l'urbanisation, ce qui implique que l'acheteur d'une telle terre ne peut pas anticiper que sa terre sera convertie dans le futur en usage résidentiel avec un gain anticipé supérieur à celui d'un usage agricole. On note enfin une influence du zonage agricole dans lequel s'inscrit la parcelle, la Petite Région Agricole. Pour une parcelle à usage de « terres et prés », le fait de se situer sur une autre PRA qu'Aunis est négativement valorisé, ce qui est logique compte tenu des caractéristiques agricoles de ces autres PRA, plus orientées sur des cultures différentes. Ce résultat est encore plus évident pour le marché des cultures spéciales (parmi lesquelles des cultures de marais), pour lequel une parcelle située sur la PRA du Marais Poitevin desséché est relativement plus chère. Cette PRA est en effet caractérisée par un dessèchement artificiel des marais qui profite à l'irrigation de grandes cultures céréalières. On voit donc dans ce résultat une prime à l'accès à l'eau pour les cultures de cette zone.

D'autres facteurs jouent à la fois sur ces marchés agricoles et sur les marchés résidentiels, de manière identique ou différenciée. C'est le cas de la surface de la parcelle, qui influence positivement le prix des terres agricoles, traduisant l'existence possible d'un consentement à payer positif pour des parcelles remembrées (Cavailhès et Wavresky, 2003; Le Goffe et Salanié, 2005). La présence d'un bâtiment (tous types confondus) valorise le terrain et les caractéristiques des acheteurs également. Si l'acheteur est originaire de Poitou-Charentes, il paiera moins cher qu'un extérieur de la région son terrain sur le marché 1, toute chose égale par ailleurs, ce qui traduit la meilleure connaissance du marché par les locaux et leur inscription dans des réseaux qui leur permet de bénéficier d'un coût plus avantageux. Si l'acheteur est public, il bénéficie d'un prix « préférentiel » sur le marché des cultures spéciales par rapport à des acteurs privés. Ce résultat traduit le fait que les acteurs publics interviennent beaucoup sur ce marché de manière à préserver la grande valeur biologique (faune et flore) des marais desséchés. Les variables de distance (à la commune la plus fréquentée ou au littoral) jouent de manière intéressante sur ces

marchés<sup>4</sup>. On constate que toutes les terres agricoles (marchés 1 et 4) connaissent une hausse de prix expliquée par le phénomène de littoralisation : le gradient de prix observé traduit dans les deux cas une baisse croissante du prix des terres avec la distance au littoral. En revanche, le phénomène semblable mais relatif à un centre urbain (phénomène de périurbanisation) n'est présent que pour le marché des cultures spéciales. Or, ces dernières correspondant entre autres à du maraîchage, cultures périurbaines par excellence (IFEN, 2003), on comprend qu'elles s'inscrivent dans cette logique de gradient de rente de périurbanisation.

### **Marchés de type résidentiel**

En ce qui concerne les marchés fonciers non-agricoles, chacun d'eux apporte un éclairage intéressant au regard des logiques résidentielles : espaces de loisirs, marché de l'artificialisation ou maisons à la campagne. Sur chacun d'eux la variable « surface » joue négativement sur les prix, à l'inverse des marchés agricoles. On trouve ce genre de résultats dans la littérature (Xu et al, 1993; Snyder et al, 2008; Huang et al, 2006). Le fait qu'une petite surface soit vendue relativement plus chère à l'hectare qu'une grande surface traduit bien le mécanisme de ces marchés de type résidentiel, qui conduit au démembrement de terres dans le but, pour le vendeur, de maximiser les profits (Miller, 2006). Les auteurs évoquent les motivations récréatives comme étant à l'origine d'une telle relation (Guiling et al, 2009), ce que d'autres de nos résultats viennent confirmer.

Sur *le marché des loisirs*, la présence d'un bâtiment d'habitation est fortement valorisée, alors que la présence d'un bâtiment d'exploitation influence négativement le prix de la terre. Ces achats de terres à usage de loisirs étant notamment le fait de particuliers qui cherchent à s'approprier un lieu récréatif, profiter d'un « jardin » pour les urbains, les caractéristiques agricoles de ces terrains (présence d'un bâti d'exploitation ou encore fort pourcentage d'agriculteurs dans la commune) ne sont pas recherchées et donc négativement valorisées. Cet espace sera d'autant plus cher qu'il est situé dans le pôle urbain. Cependant, tout en étant dans le pôle urbain, ce terrain est préféré situé loin du centre ville et à proximité du littoral comme le traduisent respectivement les variables de distance. Cette forme inversée du gradient de prix périurbain habituel, ainsi que cette forme standard du gradient de prix littoral, traduisent la recherche d'aménités rurales ou littorales qui sous-tend à un usage de loisirs du foncier agricole.

*Le marché de l'artificialisation* se caractérise notamment par le poids important joué par le caractère public des acheteurs et vendeurs sur le prix des terrains : ces derniers sont nettement moins chers lorsque les transactions se font entre acteurs publics. Le prix de ces espaces destinés à l'artificialisation est fortement empreint par les facteurs spatiaux. Ainsi, sans surprise, les terrains sont moins chers lorsqu'ils se situent dans les espaces à dominante rurale, et sont également sujets à un gradient de littoralisation.

*Le marché des maisons à la campagne* est fortement influencé par le type de bâtiment présent sur la parcelle, avec une préférence pour un bâtiment d'habitation comme la logique résidentielle prévalant sur ce marché pouvait nous le laisser supposer. Les terres

---

<sup>4</sup> Ne disposant pas de la localisation exacte de la parcelle, nous l'avons localisée au centroïde de la commune ; par conséquent, les distances dont il est question sont respectivement celles du centroïde au centre de la commune la plus fréquentée ou au trait de côte.



destinées à cet usage d'habitation sont moins chères dans les aires d'emploi de l'espace rural et s'inscrivent dans une logique inverse du gradient de périurbanisation standard. Ainsi, ces terres sont d'autant plus chères qu'elles se situent loin d'un centre urbain, mais moins chères lorsqu'elles sont dans des pôles ruraux, ce qui traduit une recherche d'aménités rurales et non d'aménités de services de type urbain. En revanche, comme sur tous les autres marchés fonciers étudiés, le prix de ces terrains répond au gradient de littoralisation : les terrains sont plus chers à proximité du littoral (mais avec une décroissance continue).

Sur ce territoire littoral, ces trois marchés résidentiels relèvent avant tout d'une logique spatiale par rapport au littoral puis, dans une moindre mesure et de manière originale par rapport à la théorie standard, par rapport au centre urbain. La recherche des aménités littorales et rurales est privilégiée sur les marchés des loisirs et des maisons à la campagne, alors que le marché de l'artificialisation adopte une logique de littoralisation très nette, traduisant le support au développement touristique.

L'hétérogénéité des résultats selon les marchés fonciers confirme l'intérêt et la nécessité de distinguer les marchés fonciers pour mettre en évidence des mécanismes de formation de prix des terres.

## **Discussion et conclusion**

L'originalité tient surtout au découpage de notre échantillon en plusieurs marchés fonciers, identifiés selon les destinations envisagées pour les terres. L'analyse proposée a surtout cherché à mettre en évidence les variables les plus significatives dans la détermination du prix des terres, et de manière comparative selon le marché concerné par la transaction.

L'intérêt de ce travail tient à son application à un territoire littoral attractif encore relativement rural, de manière à étudier l'inscription des différents marchés dans les logiques de périurbanisation et de littoralisation.

Les principaux résultats de ce travail ont permis de montrer que le mécanisme de formation du prix sur le marché foncier est différent selon l'usage envisagé de la terre. Parmi les facteurs considérés, les facteurs spatiaux jouent un rôle particulier, et différent selon le marché foncier considéré. Ainsi, la relation entre prix et distance au centre urbain apparaît significative sur certains des marchés seulement, alors que le gradient de prix littoral est mis en évidence quel que soit le marché considéré. Pour les marchés agricoles, le prix est fortement dépendant de la ressource en eau, qu'il s'agisse de l'eau d'irrigation (comme facteur de production) ou de l'eau littorale (comme aménité environnementale).

Deux points méritent toutefois d'être discutés au regard des perspectives techniques et empiriques à donner à ce travail.

**TABLEAU8 Résultats des modèles de prix hédonistes**

Méthode d'estimation	Marché 1		Marché 4		Marché 5	
	2SLS		2SLS		2SLS	
Variable	$\beta$	t-stat	$\beta$	t-stat	$\beta$	t-stat
Constante	10,720***	27,765	10,352***	12,357	10,304***	6,418
Surface (log)	0,498***	4,675	0,590*	1,652	-1,292*	-1,865
<i>Année de la transaction</i>						
2003	-	-	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
2004	-	-	0,494	1,591	0,085	1,028
2005	-	-	0,713**	2,340	0,220**	2,347
2006	-	-	0,453	1,369	0,135	1,521
2007	-	-	0,220	0,671	0,160	1,398
<i>Région de résidence Poitou-Charentes</i>						
Vendeur	-	-	-	-	-	-
Acheteur	-0,319***	-2,812	-	-	-0,571***	-5,317
Vendeur et Acheteur	-	-	-	-	-	-
<i>Établissement public</i>						
Acheteur	-	-	-2,204***	-3,460	-	-
Vendeur	-	-	-	-	-	-
Bâti	1,615***	13,021	2,932***	13,334	-	-
<i>Type de bâtiment</i>						
Bâtiment pour exploitation	-	-	-	-	-0,513**	-2,098
Bâtiment pour habitation	-	-	-	-	0,515**	2,108
Bâtiment mixte	-	-	-	-	-	-
Bâtiment autre	-	-	-	-	-	-
Part d'agriculteurs exploitants dans la population active de la commune	-0,004	-1,058	0,014	0,705	-0,030***	-4,437
Part de SAU de la commune	-0,015***	-6,495	-	-	-	-
Part de surface irriguée dans la SAU communale	0,008***	4,401	0,022*	1,855	0,001	0,210
Distance à la commune la plus fréquentée	-0,001#	-0,220	-0,075***	-2,771	0,008**	2,083
Distance <sup>2</sup> à la commune la plus fréquentée	0,00007#	1,042	0,001***	2,928	-	-
Distance au littoral	-0,017**	-2,230	-0,162***	-3,405	-0,036***	-10,892
Distance <sup>2</sup> au littoral	0,0005***	2,863	0,004***	3,212	-	-
Nombre de labels	-0,153***	-3,881	-	-	-0,013	-0,296
Nombre d'AOC	-	-	-	-	-	-
<i>Petite Région Agricole</i>						
Aunis	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	-	-
Marais de Rochefort et Marennes	-0,767***	-8,690	0,045	0,106	-	-
Marais Poitevin desséché	-0,349***	-3,645	1,832***	2,755	-	-
Saintonge Agricole	-0,442***	-4,726	0,020	0,047	-	-
Saintonge Viticole	-0,246***	-2,925	0,162	0,455	-	-
<i>ZAUER</i>						
Pôle urbain	-	-	-	-	0,374***	2,903
Commune monopolarisée	-	-	-	-	-0,086	-0,999
Commune multipolarisée	-	-	-	-	0,101	0,896
Aire d'emploi de l'espace rural	-	-	-	-	Réf.	Réf.
Autre espace à dominante rural	-	-	-	-	Réf.	Réf.
Nombre d'observations		4335		475		4880
R <sup>2</sup>		-0,561		0,076		0,175
R <sup>2</sup> ajusté		-0,566		0,041		0,172
Test de Sargan		-		-		-
Test DWH (t-ratio et significativité)		-9,824***		-3,574***		3,614***
Statistique de Durbin-Watson		-		-		-

**TABLEAU 8bis Résultats des modèles de prix hédoniste - suite**

<i>Méthode d'estimation</i>	Marché 7		Marché 9	
	2SLS		2SLS	
Variable	$\beta$	<i>t-stat</i>	$\beta$	<i>t-stat</i>
Constante	11,874***	42,641	9,225***	25,509
Surface (log)	-0,595***	-3,401	-1,456***	-4,975
<i>Année de la transaction</i>				
2003	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
2004	0,237***	3,364	-0,003	-0,025
2005	0,492***	7,599	0,144	1,394
2006	0,564***	8,682	0,284***	2,909
2007	0,624***	8,988	0,251**	2,177
<i>Région de résidence Poitou-Charentes</i>				
Vendeur	-	-	-	-
Acheteur	-0,282***	-3,540	-	-
Vendeur et Acheteur	-	-	-0,293***	-5,178
<i>Établissement public</i>				
Acheteur	-2,258***	-22,890	-1,106**	-2,269
Vendeur	-0,274**	-2,140	-	-
Bâti	0,744***	5,354	-	-
<i>Type de bâtiment</i>				
Bâtiment pour exploitation	-	-	2,231***	16,007
Bâtiment pour habitation	-	-	5,088***	3,482
Bâtiment mixte	-	-	2,606***	8,967
Bâtiment autre	-	-	-	-
Part d'agriculteurs exploitants dans la population active de la commune	-	-	-0,009	-1,622
Part de SAU de la commune	0,0002	0,143	-	-
Part de surface irriguée dans la SAU communale	-	-	-	-
Distance à la commune la plus fréquentée	0,003	0,719	0,006*	1,914
Distance <sup>2</sup> à la commune la plus fréquentée	-0,0001*	-1,772	-	-
Distance au littoral	-0,051***	-7,373	-0,012***	-4,863
Distance <sup>2</sup> au littoral	0,0004**	2,571	-	-
Nombre de labels	-	-	-	-
Nombre d'AOC	-	-	-0,019	-0,238
<i>Petite Région Agricole</i>				
Aunis	-	-	-	-
Marais de Rochefort et Marennes	-	-	-	-
Marais Poitevin desséché	-	-	-	-
Saintonge Agricole	-	-	-	-
Saintonge Viticole	-	-	-	-
<i>ZAUER</i>				
Pôle urbain	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Commune monopolarisée	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Commune multipolarisée	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Aire d'emploi de l'espace rural	-0,146	-1,612	-0,260*	-1,706
Autre espace à dominante rural	-0,584***	-12,079	-0,106	-1,378
Nombre d'observations		3767		2261
R <sup>2</sup>		0,416		0,100
R <sup>2</sup> ajusté		0,413		0,094
Test de Sargan		-		-
Test DWH (t-ratio et significativité)		-1,736*		3,726 ***
Statistique de Durbin-Watson		-		-

Notes : Significativité à 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 10% (\*)

### **Traitement des effets spatiaux**

Nous avons jusqu'ici pris en compte certaines caractéristiques spatiales pouvant influencer la valeur des terres agricoles. Mais on peut raisonnablement supposer que certains effets spatiaux pourraient être présents, du fait du caractère spatialisé des biens fonciers étudiés (Géniaux et Napoléone, 2005). Ce que l'on entend par effets spatiaux relève de problèmes de dépendance spatiale (autocorrélation spatiale) et/ou d'hétérogénéité spatiale et ces problèmes ne peuvent donc pas être occultés dès lors que l'on traite de biens géographiquement inscrits dans l'espace et dès lors que des variables spatiales participent à expliquer la formation du prix de ces biens (Patton et McErlean, 2003). Les modèles estimés ici doivent donc permettre de tester les formes d'autocorrélation possible, de manière à ajuster la méthode d'estimation à employer. Pour cela, la démarche appelle la construction d'une matrice de poids qui puisse indiquer les interrelations spatiales envisagées entre observations mais la définition d'une telle matrice n'est pas évidente (Jayet, 2001). D'autre part, les données disponibles s'appliquent difficilement à ce traitement spatial (Le Goffe et Salanié, 2005) puisqu'elles ne renseignent pas la localisation cadastrale des parcelles mais uniquement sa commune d'appartenance. Il est alors possible de (i) soit simuler une localisation spatiale pour chaque transaction en adoptant un processus aléatoire de génération de coordonnées géoréférencées autour du centroïde de la commune (Pérès, 2007) soit (ii) choisir d'utiliser les informations disponibles à l'échelle communale (Cavailhès et Wavresky, 2003). Des tests pourront être développés (Cliff et Ord, 1973; Anselin, 1988; Kelejian et Robinson, 1995) de manière à identifier la forme de l'autocorrélation spatiale présente et par conséquent le modèle corrigé à estimer (SEM ou SLM<sup>5</sup>) afin de disposer d'estimateurs consistants.

### **Affiner les formes de gradients de rente littorale**

Le gradient spatial de prix standard en économie urbaine, qui fait directement revivre la logique de Thünen (Huriot, 1994), traduit la compensation entre distance et prix du sol. Généralement décroissant, ce gradient est supposé fort c'est-à-dire décroître à taux croissant. C'est le résultat que nous trouvons ici par rapport à l'accès au littoral. Mais il est intéressant d'identifier la forme exacte de ce gradient, notamment pour mettre en évidence la zone rétro littorale. Pour cela, nous pourrions prendre en compte des classes de distance à la manière de (Parsons et Noailly, 2004).

### **Références**

- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer.  
Asano, H. 2002. "An Eempirical Analysis of Lumpy Investment: The Case of US Petroleum Refining Industry". *Energy Economics* 24: 629-645.  
Bell, K. P. et E.G. Irwin. 2002. "Spatially Explicit Micro-Level Modelling of Land Use Change at the Rural-Urban Interface". *Agricultural Economics* 27: 217-232.

---

<sup>5</sup> Spatial Error Model ou Spatial Lag Model.

- Benson, E. D., J.L. Hansen, J. Arthur, L. Schwartz et G.T. Smersh. 2003. "Pricing residential amenities: the value of a view". *Journal of Real Estate Finance and Economics* 16: 55-73.
- Bouba-Olga, O., P. Chauchefoin et J. Mathé. 2004. « Innovation et territoire : une analyse des conflits autour de la ressource en eau. Le cas du bassin versant de la Charente ». Colloque *Les territoires de l'innovation, espaces de conflits*, Bordeaux, 18-19 novembre 2004 .
- Box, G. et D. Cox. 1964. "An Analysis of Transformation". *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (methodological)* 26: 211-252.
- Capozza, D. R. et Helsley, R. W. 1989. "The Fundamentals of Land Prices and Urban Growth". *Journal of Urban Economics* 26: 295-306.
- Cassel, E. et R. Mendelsohn. 1985. "The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations: Comment". *Journal of Urban Economics* 18: 135-142.
- Cavailhès, J. 2005. « Le prix des attributs du logement ». *Economie et Statistique* 381-382: 91-123.
- Cavailhès, J., T. Brossard, M. Hilal, D. Joly, F.-P. Tourneux, C. Tritz et P. Wavresky. 2005. « Une évaluation géographico-économique de la valeur des paysages périurbains ». In: *Premières journées scientifiques de l'Economie de l'Environnement : les stratégies des acteurs*, Alger. 30 septembre, 1-2 octobre 2005.
- Cavailhès, J. et P.Wavresky. 2003. "Urban Influences on Periurban Farmland Prices". *European Review of Agricultural Economics* 30: 333-357.
- Chicoine, D. L. 1981. "Farmland Values at the Urban Fringe: An Analysis of Sale Prices". *Land Economics* 57: 353-362.
- Cliff, A. et J.K. Ord. 1973. *Spatial Autocorrelation*. Londres: Pion.
- Elad, R. L., I.D. Clifton et J.E. Epperson. 1994. "Hedonic Estimation Applied to the Farmland Market in Georgia". *Journal of Agricultural and Applied Economics* 26: 351-366.
- Faux, J. et G.M. Perry. 1999. "Estimating Irrigation Water Value Using Hedonic Price Analysis: A Case Study in Malheur County, Oregon". *Land Economics* 75: 440-452.
- Géniaux, G. et C. Napoléone. 2005. « Rente foncière et anticipation dans le périurbain ». *économie et prévision* 168: 77-95.
- Gracia, A., L.P. Perez et A.I. Sanjuan. 2007. "Hedonic Analysis of Farmland Prices: The Case of Aragon". *International Journal of Agricultural Resources, Governance and Ecology* 6: 96-110.
- Guiling, P., B.W. Brorsen et D. Doye 2009. "Effect of Urban Proximity on Agricultural Land Values". *Land Economics* 85: 252-264.
- Huang, H., G.Y. Miller, B.J. Sherrick et M.I. Gomez. 2006. "Factors Influencing Illinois Farmland Values". *American Journal of Agricultural Economics* 88: 458-470.
- Huriot, J. M. 1994. *Von Thünen : Economie et espace*. Paris: Economica.
- IFEN. 2003. *Villes et agriculture: dialogue ou monologues?* Orléans: IFEN.
- INSEE Poitou-Charentes. 2009. *Le Littoral et Les Grandes Agglomérations, Moteurs De La Croissance Démographique*. Décimal.
- Irwin, E. G. et N.E. Bockstael. 2004. "Land Use Externalities, Open Space Preservation, and Urban Sprawl". *Regional Science and Urban Economics* 34: 705-725.

- Jayet, H. 2001. « Econométrie des données spatiales. Une introduction à la pratique ». *Cahiers d'économie et sociologie rurales* 58-59: 105-129.
- Kelejian, H. H. et D.P. Robinson 1995. "Spatial correlation: a suggested alternative to the autoregressive model". In: L. Anselin, L. et R. Florax (dir.), *New Directions in Spatial Econometrics*. Berlin: Springer-Verlag.
- Lancaster, K. J. 1966. "A New Approach to Consumer Theory". *Journal of political economy* 74: 132-157.
- Latinopoulos, P., V.Tziakas et Z. Mallios. 2004. "Valuation of Irrigation Water by the Hedonic Price Method: A Case Study in Chalkidiki, Greece". *Water, Air, & Soil Pollution: Focus* 4: 253-262.
- Le Goffe, P. et J. Salanié. 2005. « Le droit d'épandage a-t-il un prix ? Mesure sur le marché foncier ». *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales* 77: 36-63.
- Merckelbagh, A. 2009. *Et si le littoral allait jusqu'à la mer! La politique du littoral sous la Vème République*. Versailles: Éditions Quae.
- Michalland, B. 1996. « Évaluation de la fonction de demande en eau d'irrigation et application de la méthode des prix hédonistes ». *Cahiers d'économie et sociologie rurales* 39-40: 199-222.
- Miller, C. L. 2006. *The Price-Size Relationship: Analyzing Fragmentation of Rural Land in Texas*. Master's thesis, Texas A&M University.
- Parsons, G. R. et J. Noailly. 2004. "A Value Capture Property Tax for Financing Beach Nourishment Projects: An Application to Delaware's Ocean Beaches". *Ocean & Coastal Management* 47: 49-61.
- Patton, M. et S. McErlean. 2003. "Spatial Effects within the Agricultural Land Market in Northern Ireland". *Journal of Agricultural Economics* 54: 35-54.
- Pérès, S. 2007. *La vigne et la ville: forme urbaine et usage des sols*. Bordeaux: Université Montesquieu – Bordeaux IV.
- Pérès, S. 2009. « La résistance des espaces viticoles à l'extension urbaine : Le cas du vignoble périurbain de Bordeaux ». *Revue d'Economie Régionale et Urbaine* 1: 155-178.
- Plantinga, A. J., R.N. Lubowski et R.N. Stavins. 2002. "The Effects of Potential Land Development on Agricultural Land Prices". *Journal of Urban Economics* 52: 561-581.
- Plantinga, A. J. et D.J. Miller. 2001. "Agricultural Land Values and the Value of Rights to Future Land Development". *Land Economics* 77: 56-67.
- Réseau Equipement 2007. *Le littoral charentais: concilier qualité de vie et attractivité*. Poitiers: DRE Poitou-Charentes.
- Robin, J.-M. 2002. « Endogénéité et variables instrumentales dans les sciences sociales ». In: INSEE (dir.), *Actes des journées de méthodologie statistique - 4 et 5 décembre 2000 - Tome 2*. Paris: INSEE Méthodes.
- Rosen, S. 1974. "Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in perfect competition". *Journal of Political Economy* 82: 34-55.
- Sargan, J. 1958. "The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables". *Econometrica* 26: 393-415.
- Sengupta, S. et D.E. Osgood. 2003. "The Value of Remoteness: A Hedonic Estimation of Ranchette Prices". *Ecological Economics* 44: 91-103.

- Shi, Y. J., T.T. Phipps et D. Colyer. 1997. "Agricultural Land Values under Urbanizing Influences". *Land Economics* 73: 90-100.
- Snyder, S. A., M.A. Kilgore, R. Hudson et J. Donnay. 2008. "Influence of Purchaser Perceptions and Intentions on Price for Forest Land Parcels: A Hedonic Pricing Approach". *Journal of Forest Economics* 14: 47-72.
- Vuong, Q. H. 1989. "Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses". *Econometrica* 57: 307-333.
- Xu, F., C. Mittelhammer et P.W. Barkley. 1993. "Measuring The Contributions of Site Characteristics to the Value of Agricultural Land". *Land Economics* 69: 356-369.

