

## ÉVALUATION DES BÉNÉFICES ENVIRONNEMENTAUX PAR LA MÉTHODE DES PRIX HÉDONISTES : UNE APPLICATION AU CAS DU LITTORAL

[Muriel Travers](#), [Abdelhak Nassiri](#), [Gildas Appéré](#), [François Bonnieux](#)

La Documentation française | « [Économie & prévision](#) »

2008/4 n° 185 | pages 47 à 62

ISSN 0249-4744

DOI 10.3917/ecop.185.0047

Article disponible en ligne à l'adresse :

-----  
<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-1-2008-4-page-47.htm>  
-----

Distribution électronique Cairn.info pour La Documentation française.

© La Documentation française. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

# Évaluation des bénéfices environnementaux par la méthode des prix hédonistes : une application au cas du littoral

Travers Muriel<sup>(\*)</sup>

Nassiri Abdelhak<sup>(\*\*)</sup>

Appéré Gildas<sup>(\*\*\*)</sup>

Bonnieux François<sup>(\*\*\*\*)</sup>

*L'évaluation monétaire des actifs naturels non marchands constitue actuellement un enjeu majeur de nos sociétés dans un contexte où la question d'un développement écologiquement durable des activités humaines exige des réponses. Cette évaluation des actifs naturels constitue, en effet, un élément central dans la mise en place de politiques de protection de l'environnement efficaces. Elle constitue également une base pour l'estimation d'éventuelles indemnisations pour les populations privées de manière ponctuelle ou durable de l'usage de ces aménités naturelles, dans un contexte où les conflits d'usages progressent et débouchent sur le recours croissant aux tribunaux. Ainsi, l'ouverture du procès en 2007, portant sur les responsabilités juridiques des dommages économiques et écologiques littoraux générés par le naufrage du pétrolier Erika en décembre 1999, semble confirmer cette tendance à la prise en compte des préjudices liés à l'altération de certains actifs naturels.*

*À ce titre, le littoral constitue un cas emblématique : faisant l'objet d'usages multiples, cet actif naturel est victime de son succès et subit les effets négatifs d'une pression anthropique de plus en plus forte : dégradation de la qualité de ses eaux, destruction ou modification de ses habitats naturels par une fréquentation mal maîtrisée ou encore par des projets industriels, urbains ou touristiques ... L'attractivité de cet environnement conduit, malgré la mise en place de la loi Littoral de 1986, à une remise en cause de son intégrité. En particulier, l'absence de prix de marché est pour une large part à l'origine de « cette tragédie des ressources naturelles » : ces actifs non marchands étant dénuées de prix, leur destruction ou leur dégradation est généralement peu ou mal intégrée dans les décisions individuelles et collectives. Pourtant, il est évident que l'absence de prix de marché ne signifie en rien qu'un actif naturel tel que le littoral soit dénué de valeur aux yeux des individus et des décideurs publics. Comment alors inférer une telle valeur, si essentielle dans la conduite d'une protection efficace de cette ressource naturelle ?*

(\*) UMR Granem MA- 49, Université d'Angers.

E-mail : [muriel.travers@univ-angers.fr](mailto:muriel.travers@univ-angers.fr)

(\*\*) ICI, Université de Bretagne Occidentale.

(\*\*\*) Université de Bretagne Occidentale.

(\*\*\*\*) Inra ESR.

Nous tenons à remercier les deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs suggestions ainsi que les participants à la session « Politiques d'environnement II » du Congrès de l' Afse (Paris, 2006) et du colloque « 1<sup>ères</sup> Rencontres du logement » (Marseille, 2006). Toute erreur ou omission demeure à la charge des auteurs.

*Face à cet enjeu, plusieurs méthodes d'évaluation sont possibles : au-delà de l'évaluation d'un actif naturel par la simple comptabilisation des dépenses collectives nécessaires pour le restaurer ou le remplacer, des méthodes reposant sur les préférences des individus telles que la méthode des coûts de déplacement, la méthode d'évaluation contingente ou encore la méthode des prix hédonistes permettent d'estimer tout ou partie de la valeur que ces derniers attribuent à un actif naturel donné. A priori, chacune de ces méthodes aurait pu être mise en œuvre de manière complémentaire afin d'obtenir une image fidèle de la valeur que les individus attribuent au littoral. En effet, la méthode des coûts de déplacement est particulièrement adaptée à l'évaluation du littoral du point de vue des usages récréatifs (baignades, activités nautiques, promenades, pêche récréative, ...) alors que la méthode d'évaluation contingente tient compte de la valeur de non-usage. Cependant, ces usages récréatifs étant le fait d'une population pouvant résider bien au-delà du département ou de la région, cela suppose un plan d'échantillonnage régional voire national, rarement opéré dans les faits pour des raisons de coûts. Ce problème n'apparaît pas pour la méthode des prix hédonistes, méthode qui se focalise sur l'usage résidentiel du littoral.*

*Notre étude a donc pour objet de calculer, par la méthode des prix hédonistes, la valeur résidentielle du littoral à partir de transactions immobilières réalisées en 2005 sur les côtes du Finistère. Cette valeur est mesurée via leur consentement à payer pour être plus proche du littoral et via leur consentement à payer pour bénéficier d'une meilleure vue sur la mer. Pour cela, nous avons tenu compte d'un certain nombre de difficultés propres à cette méthode telles que l'existence possible d'une segmentation des marchés, le choix des formes fonctionnelles des fonctions de prix hédoniste et de demande, l'existence d'hétéroscédastité et d'auto-corrélation liées au problème de spatialité des données et l'existence d'endogénéité liée au choix simultané entre les prix implicites et les quantités demandées des attributs du logement.*

*Nos travaux ont permis tout d'abord de montrer que le littoral, au travers de la distance à la mer et de la vue sur mer, a une influence significative sur le prix des habitations, mais de manière distincte selon le marché considéré. Nous avons, en effet, pu montrer une segmentation manifeste du marché entre les maisons à rénover et les maisons qui peuvent être emménagées immédiatement. Nous avons alors pu estimer pour chacun de ces marchés le consentement à payer pour bénéficier d'une vue sur mer bonne ou excellente ainsi que la fonction de demande inverse concernant la proximité du littoral sachant que cette deuxième phase est habituellement relativement peu abordée dans la littérature française, faute de données suffisantes sur les caractéristiques des ménages. Nos résultats indiquent qu'il existe un consentement à payer pour une réduction de la distance à la mer donnée et que ce dernier varie en fonction de la distance initiale prise comme point de référence. La mise en évidence de tels consentements à payer indique clairement que les ménages accordent au littoral une valeur résidentielle conséquente, valeur qui influence grandement le fonctionnement du marché local de l'immobilier. Elle indique donc qu'il existe bien un bénéfice à protéger ce littoral. Il est à noter, cependant, que cette valeur résidentielle ne constitue bien évidemment qu'une partie de la valeur totale du littoral. Par ailleurs, cette étude portant uniquement sur le littoral finistérien soit 17% du littoral de la France métropolitaine, il conviendrait de généraliser cette dernière à l'ensemble des espaces littoraux français.*

Malgré les contraintes imposées par la loi Littoral<sup>(1)</sup> de 1986, les zones côtières françaises continuent d'exercer une forte attractivité, tant en termes d'activités touristiques qu'en termes démographiques : ainsi, avec 272 habitants par kilomètre carré, la densité dans les communes littorales métropolitaines est très largement supérieure à la moyenne nationale (108 hab./km<sup>2</sup>).

Cette attractivité se traduit par une forte pression foncière sur les cantons littoraux français : ainsi, 12 % des superficies des logements construits annuellement sont réalisés sur cette bande littorale qui ne représente pourtant que 4 % du territoire national. Cette pression se concentre, là encore, sur le bord de mer, puisque 77 % de ces superficies ont été réalisées sur les communes longeant la mer. Cet engouement des ménages pour le littoral semble indiquer que ces derniers attribuent à cet environnement naturel une valeur spécifique, valeur qui ne peut être mesurée directement par le marché.

Nous nous sommes, par conséquent, intéressés à la mesure de cette valeur au travers de l'impact du littoral sur le prix de l'immobilier dans le département du Finistère. Bordé au nord par la Manche, à l'ouest par la Mer d'Iroise et au sud par l'Océan Atlantique, ce département totalise environ 1 250 km de linéaire de côtes soit 17 % du total des côtes françaises. De ce fait, ce département dispose de la plus grande surface habitable littorale disponible de France et enregistre parallèlement, depuis 1990, le plus grand nombre de constructions sur ses communes littorales.

La forte attractivité du littoral constatée devrait donc logiquement se traduire par l'influence des caractéristiques littorales sur le prix de l'immobilier dans ce département, les individus révélant ainsi une préférence pour ce bien environnemental. La méthode des prix hédonistes permet alors de calculer le consentement à payer marginal associé à ces caractéristiques naturelles (Desaigues et Point, 1993 ; Bonnieux et Desaigues, 1998) puis de calculer le consentement à payer pour une variation non marginale de ces dernières dès lors que l'on dispose des caractéristiques des ménages. Cette méthode constitue, en effet, un outil d'évaluation d'actifs non marchands s'appuyant sur les préférences individuelles à la différence, par exemple, de la méthode des coûts de remplacement. Elle constitue également une méthode indirecte établie à partir de l'observation des comportements effectifs (préférences révélées) à l'image de la méthode des coûts de déplacement et à la différence de la méthode d'évaluation contingente (préférences déclarées). Concernant l'évaluation des aménités littorales, ces trois méthodes auraient pu être, a priori, mises en œuvre avec cependant des objectifs et des difficultés spécifiques concernant chacune d'entre elles. Ainsi, la méthode des coûts de déplacement étant destinée à évaluer la valeur associée à des actifs faisant l'objet

d'un usage récréatif, elle pouvait être appliquée à la problématique littorale. Cependant, étant donné que le littoral donne naissance à de multiples usages récréatifs (baignades, activités nautiques, promenades, pêche récréative, ...), les études mises en œuvre ne peuvent cerner, en général, qu'une fraction de ces usages récréatifs (Appéré, 2004). En outre, ces usages étant le fait d'une population pouvant résider bien au-delà du département ou de la région, se pose la question de la représentativité de l'échantillon étudié (e.g. biais de sélection si l'étude est réalisée sur sites). De plus, la mise en place d'une étude satisfaisante, suppose un plan d'échantillonnage régional voire national, rarement opéré dans les faits pour des raisons de coûts. Ce dernier problème se pose aussi quant à l'utilisation de la méthode d'évaluation contingente. Cette dernière ayant pour ambition de mesurer la valeur d'usage mais aussi de non-usage associé au littoral, le plan d'échantillonnage adéquat doit avoir une échelle nationale voire internationale, ce qui était là encore hors de notre portée. Ce problème n'apparaît pas pour la méthode des prix hédonistes qui se focalise sur l'usage résidentiel du littoral.

Dans une première partie, nous présenterons donc les principes de la méthode des prix hédonistes ainsi que les difficultés et les limites dans son application. Dans une seconde partie, nous appliquerons cette méthode au problème d'évaluation du littoral à partir de transactions immobilières réalisées en 2005 sur le littoral finistérien.

---

## La méthode des prix hédonistes : principes et difficultés de mise en œuvre

---

La méthode des prix hédonistes a pour objet de révéler les prix implicites des différents attributs d'un bien hétérogène à partir de son prix global. Suite aux évaluations empiriques développées par Waugh (1929) et Court (1939) et suite aux travaux économétriques de Griliches (1961), cette méthode a été utilisée pour expliquer des différences de prix de produits similaires mais ayant des niveaux de qualité différents. Les travaux de Lancaster (1966) ont permis de poser les fondements théoriques de cette méthode : il émet en effet l'hypothèse que les consommateurs tirent leur utilité non pas des biens eux-mêmes, mais des caractéristiques (attributs) qui composent ces biens. Le prix global d'un bien est donc le résultat d'une valorisation implicite de chacun des attributs composant le bien. Il est alors possible de déterminer une fonction de demande pour chacun des attributs. Cette identification explicite des attributs permet alors de comparer des biens malgré leur hétérogénéité.

Rosen (1974) formalise, en s'appuyant sur les travaux de Lancaster (1966), le fonctionnement concurrentiel du marché du logement. Il décrit ainsi les logements comme un produit différencié composé de  $K$  attributs, notés  $Z=(z_1, \dots, z_k, \dots, z_K)$  indissociables et vendus «en bloc»<sup>(2)</sup>. Le programme du consommateur consiste alors à maximiser sa fonction d'utilité  $U(x, Z)$  où  $x$  est la quantité consommée d'un bien composite sous la contrainte budgétaire :  $y = p_x \cdot x + P(Z)$  où  $y$  est le revenu,  $p_x$  le prix du bien composite<sup>(3)</sup> et  $P(Z)$  le prix du logement. Les conditions de premier ordre indiquent alors que le prix implicite pour chacune des caractéristiques  $k = 1, \dots, K$ , du logement doit être égal au taux marginal de substitution entre cette caractéristique  $k$  et le bien composite :

$$(1) \underbrace{\frac{\partial P(Z)}{\partial z_k}}_{p_k} = \underbrace{\frac{\partial U / \partial z_k}{\partial U / \partial x}}_{\theta_k}$$

La fonction  $\theta_k$  de consentement à payer marginal correspond donc à la fonction inverse de demande pour l'attribut  $k$ . Rosen (1974) propose alors une procédure en deux étapes. La première étape consiste à estimer la fonction de prix hédoniste  $\hat{P}(Z)$  à partir des quantités des caractéristiques du logement. Le consentement à payer marginal  $\theta_k$  pour l'attribut  $k$  est alors déterminé au travers de la dérivée de cette fonction de prix hédoniste par rapport à la caractéristique<sup>(4)</sup>  $k$  :

$$(2) \hat{p}_k = \frac{\partial \hat{P}(Z)}{\partial z_k}$$

La seconde étape consiste alors à obtenir une estimation de la fonction de demande inverse (et d'offre) pour la caractéristique  $k$ . En effet, la fonction de prix hédoniste estimée  $\hat{P}(Z)$  ne révèle en elle-même rien sur les éléments sous-jacents qui l'ont générée et ne permet donc pas, en général, d'en déduire la fonction de demande inverse (et d'offre). Rosen (1974) indique alors qu'il est possible d'estimer à partir du prix implicite de l'attribut  $k$  et des quantités des différents attributs du logement, les paramètres de la fonction de demande inverse de cette caractéristique  $k$  dès lors que l'on connaît les caractéristiques  $C$  des acheteurs (revenus, âge, niveau d'éducation, ...). Il convient alors de régresser le prix marginal implicite de l'attribut  $k$ ,  $\hat{p}_k$ , obtenu à partir de l'équation hédoniste, sur les quantités des différents  $K$  attributs et sur les caractéristiques des acheteurs. On obtient ainsi la fonction de demande inverse  $\hat{p}_k = \hat{p}_k(Z, C)$ .

Cette estimation obtenue à l'issue de la deuxième étape permet alors de calculer le consentement à payer pour une variation non marginale de cette caractéristique  $k$  :

$$(3) CAP(z_k^0, z_k^1) = \int_{z_k^0}^{z_k^1} \hat{p}_k(Z, C) dz_k$$

Cependant, la mise en œuvre de chacune des deux étapes soulève un certain nombre de problèmes. Se posent, en particulier, lors de la première étape des problèmes liés à :

- la perception par les ménages de la qualité de l'aménité ou des nuisances (ex : perception du bruit) (Freeman, 1979) ;
- un déficit d'information de la part des ménages concernant les attributs des logements (Freeman, 1979) ;
- la non prise en compte des anticipations des niveaux futurs des aménités (Freeman, 1979) ;
- l'existence d'endogénéité de certaines variables explicatives. En effet, il peut exister une simultanéité de choix entre le prix de la maison et les quantités des caractéristiques de cette dernière<sup>(5)</sup> : le consommateur, lorsqu'il achète un logement peut choisir la surface habitable et le prix du logement, choix résultant de la non linéarité de la contrainte budgétaire. Il en résulte que la variable explicative  $z_k$  n'est plus exogène et est corrélée au résidu de la régression. L'estimation par les MCO donne alors des résultats biaisés et non convergents (Bartik, 1987 ; Epple, 1987). La méthode des variables instrumentales permet d'y remédier. Elle nécessite pour cela l'usage d'instruments qui doivent être corrélés à la variable suspectée d'endogénéité (Bartik, 1987 ; Cheshire et Sheppard, 2002). Le choix des variables exogènes dépend donc des hypothèses faites sur la nature des liens entre la variable suspectée d'endogénéité et les résidus (Epple, 1987 ; Cavallès, 2005).

Plus récemment, d'autres problèmes tels que l'hétérogénéité des caractéristiques des biens immobiliers ont été mis en évidence, pouvant engendrer ainsi des coefficients certes non biaisés mais non convergents si ces derniers sont estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Certaines études indiquent que cette hétérogénéité peut provenir de l'âge des maisons. Avec l'âge se pose également la question de la vétusté du logement et d'un éventuel effet de bonification dit *vintage effect* (Goodman et Thibodeau, 1995). La notion de vétusté renvoie au calendrier des rénovations qui n'est pas identique d'une résidence à une autre, rénovations qui ne sont pas la plupart du temps renseignées dans les bases de données (Stevenson, 2004). De même, l'effet de bonification indique que l'ancienneté de certaines demeures, peut de manière significative, en augmenter la valeur. Il en résulte une relation non linéaire entre l'âge et la valeur. La segmentation spatiale du marché immobilier

(différenciation des caractéristiques et des prix des logements selon leur localisation géographique) peut également engendrer des problèmes d'hétérogénéité. À cette hétérogénéité spatiale peut se rajouter des problèmes d'autocorrélation spatiale des transactions. (e.g. effets de voisinage) (Lesage, 1997 ; Brasington et Hite, 2005). Cette dernière peut être due, par exemple, à l'influence des transactions réalisées dans le voisinage du bien immobilier considéré. En effet, le prix d'une maison sur le marché peut dépendre des prix observés dans le voisinage. Cette autocorrélation spatiale peut être également due à l'existence de biens publics profitant au voisinage et donc ayant un impact sur le prix des maisons. Cette prise en compte de la spatialité des données a suscité de nombreux travaux au niveau économétrique (Le Gallo, 2002 ; Le Gallo, 2004).

La mise en œuvre de la deuxième étape présente également un certain nombre de problèmes spécifiques. En effet, Rosen (1974) souligne qu'il est nécessaire, lors de la première étape, que la fonction estimée  $\hat{P}(Z)$  ne soit pas linéaire. Dans le cas contraire, le prix implicite de l'attribut  $k$   $\hat{p}_k(Z) = \partial \hat{P}(Z) / \partial z_k$  est constant, c'est-à-dire indépendant de la quantité  $z_k$  de cet attribut : l'identification lors de la seconde étape de la fonction de demande de l'attribut étudiée est alors impossible. Cependant, la critique la plus grave concernant la deuxième étape émane de Brown et Rosen (1982) : selon eux, cette deuxième étape ne ferait que dupliquer les résultats obtenus par l'estimation de la fonction hédoniste lors de la première étape et donc ne permettrait pas véritablement d'estimer la fonction de demande (ou de demande inverse). Ils proposent alors deux voies pour surmonter ce problème. La première consiste à avoir recours à des données venant d'un marché segmenté spatialement. Pour chacun de ces marchés, on estime séparément dans une première étape, une fonction de prix hédoniste. Ainsi, si les observations proviennent de  $r$  marchés différents, on peut alors estimer  $r$  fonctions de prix hédonistes : pour chaque observation, le prix implicite  $p_k$  dépend non seulement du vecteur  $Z$  des attributs du logement associé à cette observation, mais aussi des caractéristiques propres à chaque marché segmenté. Dès lors que l'on impose aux paramètres de la structure de la demande (et de l'offre) d'être identiques d'un marché à l'autre, l'identification de la fonction de demande (ou de demande inverse) devient possible. L'autre voie consiste, à partir de données obtenues sur un seul marché, à faire explicitement des restrictions *a priori* sur la forme fonctionnelle de la fonction hédoniste. Ces restrictions renvoient alors à des hypothèses sur la fonction d'utilité des ménages et notamment sur la séparabilité fonctionnelle entre les caractéristiques (Freeman, 1979 ; Chattopadhyay, 1998).

Cependant, les travaux récents de Ekeland *et alii* (2004) démontrent que « *La littérature empirique qui affirme que les modèles hédonistes estimés à partir de données obtenues sur un seul marché sont fondamentalement sous identifiés, est basée sur des linéarisations arbitraires qui n'utilisent pas dans le modèle toute l'information* ». Par conséquent, selon ces auteurs, « *les critiques standards dirigées contre la procédure en deux étapes de Sherwin Rosen pour les modèles hédonistes se révèlent être erronées* » si l'on estime la fonction de prix hédoniste par une forme fonctionnelle non linéaire, forme que nous avons retenue lors de notre étude.

---

## Valorisation des aménités littorales par la méthode des prix hédonistes

---

### Les données

Dans notre étude, nous nous sommes focalisés uniquement sur les achats de maisons individuelles et non sur les locations ou les achats d'appartements et de terrains, contrairement à ce qui a été fait dans certaines études françaises ou européennes (Saulnier, 2004 ; Soguel, 1994) et ce pour l'année 2005. Ce choix a été motivé d'une part, par le fait que la part des propriétaires dans le Finistère y est fortement majoritaire (67,8 %) et excède largement la part moyenne observée sur l'ensemble de la France (55,3%). La seconde raison réside dans la différence supposée de nature entre une décision de location et une décision d'achat d'un bien immobilier : cette dernière, du fait des coûts de transaction importants, se caractérise par une certaine irréversibilité pour le ménage (du moins sur un horizon de court ou de moyen terme) à l'inverse d'une décision de location. Par conséquent, certaines variables extrinsèques *non primordiales* (et notamment celles liées à l'environnement littoral) pourraient ne pas jouer un rôle important dans le choix d'une résidence locative jugée provisoire par certains ménages. D'autre part, dans une décision de location, le loyer est très souvent fixé de manière unilatérale par le propriétaire ou l'agence immobilière. Contrairement à l'acheteur, le locataire ne dispose pratiquement d'aucune marge de manœuvre pour le négociateur. Ainsi, la variable d'ajustement sur le marché de location n'est pas le loyer mais la durée de location et le turn over qui en découle. L'étude sur la seule année 2005 nous permet d'éviter de plus les problèmes de stabilité intertemporelle de la fonction de prix hédoniste (Gravel *et alii*, 2006).

À partir d'enquêtes réalisées auprès des agences de la Fédération nationale des agents immobiliers (FNAIM) couvrant le littoral<sup>(6)</sup> du Finistère, nous avons donc construit intégralement une base de données destinée à répondre au mieux à la mise en

œuvre de la méthode des prix hédonistes appliquée à la question du littoral. Pour cela, nous avons établi une collaboration avec les agences situées sur les franges littorales du Finistère. Dans la plupart des cas, la restitution des données s'est faite lors d'une rencontre directe aux agences entre octobre 2005 et janvier 2006 : cette procédure est apparue nécessaire afin de garantir l'anonymat des acheteurs et surtout de s'assurer de la qualité des données, en particulier, de celles liées au littoral. La contrepartie de cette démarche réside bien évidemment dans les coûts de déplacement et surtout dans le temps important consacré à la construction de cette base, l'existence d'un éventuel biais de sélection et le nombre relativement restreint de données. Nous avons donc pu obtenir ainsi 185 observations, chacune étant renseignée par un ensemble de variables intrinsèques de l'habitation (année de construction, nombre de pièces, surface habitable, surface du jardin, type de chauffage,...), par un ensemble de variables extrinsèques (bruit extérieur, accès aux transports collectifs, revenu fiscal moyen de la commune, taxes foncière et d'habitation<sup>(7)</sup>...) et enfin par un ensemble de variables caractérisant les acheteurs (PCS, âge, origine géographique, ...)<sup>(8)</sup>. De plus, nous avons pu obtenir des renseignements sur la nécessité ou non de rénover les habitations. Les analyses statistiques des données indiquent qu'il existe bien une segmentation manifeste du marché selon cette caractéristique (cf. annexe 4). C'est pourquoi nous avons procédé à l'estimation de deux fonctions de prix hédonistes distinctes correspondant respectivement à ces deux types de maisons<sup>(9)</sup>. Pour ces achats, nous disposons aussi non seulement des prix d'offre mais également des prix de vente (hors frais d'agence et de notaire) : c'est à partir de ces derniers que les traitements ont été réalisés. En effet, s'il existe bien une corrélation manifeste entre ces deux variables, on ne peut conclure a priori à une concordance exacte entre elles.

On remarque que la moyenne des prix des maisons de notre échantillon (149 572 €) est un peu plus élevée que celle de l'ensemble du département (138 500 €) (Notaires 29, avril 2006). Cette différence peut être expliquée, en partie, par le fait qu'il n'y pas dans notre échantillon de transactions provenant du centre Finistère, zone rurale peu peuplée où les prix sont moins élevés.

L'un des buts de notre étude étant d'analyser l'influence du littoral sur le prix des maisons, nous nous sommes intéressés à la fois à l'impact de la distance à la mer<sup>(10)</sup> et de la qualité de la vue sur mer sur le prix de celles-ci. Pour cette dernière, la typologie utilisée dans notre étude correspond à celle développée par Benson *et alii* (1997, 1998), à savoir une classification de la vue sur mer en différentes catégories. Notre classification coïncide de plus avec celle retenue par les agences immobilières (vue du front de mer à partir de la salle de séjour / vue

partielle du séjour et / ou bonne vue du premier étage / vue partielle du premier étage / aucune vue). Afin de réduire au minimum les écarts d'appréciation entre agences, le descriptif de chaque modalité de cette variable a été rappelé à ces dernières. En effet, cette classification fait nécessairement intervenir des éléments d'appréciation subjective qui pourraient altérer la fiabilité de cette variable. Cependant, cette subjectivité est « cadrée » par la description précise de chacune des catégories, ce qui fait qu'il est peu probable que l'appréciation « vue sur mer excellente » pour une agence donnée corresponde à l'appréciation « vue moyenne » pour une autre agence.

À l'inverse de la variable « vue sur mer », il est possible que des variables extrinsèques telles que l'accès aux transports collectifs et peut-être le niveau de bruit externe soient moins fiables car moins normalisées et donc plus soumises à l'appréciation personnelle des agents immobiliers. Cependant, concernant la variable bruit, il est à noter que la mesure dite « objective » du bruit pose des problèmes tout aussi redoutables. En effet, la mesure en « décibels » n'est pas, contrairement à ce que l'on peut penser, une mesure objective du bruit, mais est une mesure du bruit « ressenti » (mesuré en décibels A, dB(A)). Il n'existe pas, en outre, de consensus scientifique sur cette dernière. Ainsi, Pipard et Gualazzi (2002) mentionnent que « Aujourd'hui, le dB (A) ne semble plus être une unité de mesure pertinente notamment pour les sons graves, de plus en plus fréquents, en particulier dans les logements ». De plus, la mesure en décibels est une mesure instantanée et réalisée en continu, ce qui signifie que donner une valeur moyenne de bruit couvre très imparfaitement la réalité perçue (à l'image d'une vitesse moyenne par rapport à une vitesse instantanée) ; elle dépend, en outre, énormément du lieu où le capteur est placé, et elle ne prend pas en compte par définition les ondes transmises par les solides (ex. vibration d'une rame de métro à travers le sol et les murs). La mesure « dit d'agents immobiliers » de la qualité des transports collectifs est sans aucun doute une mesure subjective bien que mesurée en termes de fréquence de passage et de temps d'accès à l'arrêt : par conséquent, il est effectivement probable qu'un *accès moyen* pour un agent de Brest correspond peut-être pour un agent situé en zone rurale à un *bon accès*, l'appréciation étant relative à la situation de référence. Cependant, cette mesure subjective de l'accès aux transports collectifs n'est pas inadaptée car l'appréciation de l'acheteur quant à l'accès est elle-même relative à la localisation urbaine (d'emblée, on n'apprécie pas de la même manière cet accès selon que l'on ait choisi de vivre en campagne, en ville, ou en périphérie). C'est pour cela que cette variable a été conservée dans l'étude.

Afin de prendre en compte une éventuelle influence de la loi Littoral sur les prix des maisons, nous avons

introduit une variable indicatrice LITTORAL. Par contre, les nuisances olfactives ou respiratoires liées à certaines activités agricoles (épandages de lisier, traitements par pesticides) n'ont pas été prises en compte dans notre étude bien qu'elles pourraient, dans le cas du Finistère, avoir un impact négatif sur le prix de la maison. Cependant, cet effet éventuel est à relativiser car l'acheteur potentiel ne dispose pas forcément d'informations sur ces nuisances au moment des visites. En effet, ces nuisances n'apparaissent que de manière ponctuelle au cours de l'année.

Afin de prendre en compte d'éventuelles autocorrélations spatiales intercommunales, nous avons introduit comme variable explicative le revenu fiscal moyen de la commune de chaque habitation comme un indicateur du niveau social moyen d'une commune et donc comme un indicateur possible des *externalités de voisinage* (Cavailhès, 2005). Concernant d'éventuelles autocorrélations intracommunales (e.g. au niveau d'un quartier d'une même commune), nous ne disposons pas d'un tel indicateur. Cependant, la plupart des observations (hormis pour les agglomérations de Brest, Quimper et Morlaix) correspondent à des habitations dispersées les unes des autres tout le long du littoral<sup>(11)</sup>.

En outre, suite aux analyses statistiques descriptives, portant notamment sur les prix moyens par mètre carré, il apparaît que ces derniers sont significativement différents selon les zones géographiques (Région de Morlaix, de Quimper, de Brest et de Crozon) et selon leur localisation *urbaine* (agglomération, périphérie d'une agglomération, zone rurale). Ce constat signifie qu'il existe bien une hétérogénéité spatiale. Dans un tel contexte, la fonction de prix hédoniste pour le marché dans son ensemble donnerait une estimation erronée des prix implicites, puisque chaque sous-marché se caractérise par une fonction hédoniste spécifique. Par conséquent, la solution idéale serait de segmenter l'échantillon afin de prendre en compte cette hétérogénéité. Cependant, cette segmentation aurait conduit à des sous-échantillons trop petits. Nous avons alors opté pour l'introduction de variables indicatrices (URBA1, URBA2, URBA3 pour la localisation *urbaine* ; GEO1, GEO2, GEO3, GEO4 pour les zones géographiques).

Nous avons cherché également à prendre en compte une éventuelle hétérogénéité liée au fait que l'âge des maisons agit sur le prix des habitations différemment selon un effet de seuil (Stevenson, 2004 ; Goodman et Thibodeau, 1995). Nous avons donc introduit pour cela une forme dite en *V* (AGE, AGE40). Cette forme permet de mettre en évidence un éventuel point d'inflexion dans la relation entre le prix et l'âge de la maison. Nous avons utilisé cette même procédure, mais en *V inversé*, pour le nombre de pièces (NBPIECE, NBPIECE4) et le nombre de

chambres (NBCHAMB, NBCHAMB3)<sup>(12)</sup>. Enfin, les analyses statistiques descriptives des attributs du logement nous ont conduit à croiser un certain nombre d'entre eux (cf. annexe 2).

## Estimations

### *Estimation de la fonction de prix hédoniste et calculs des CAP marginaux*

Conformément au déroulement de la méthode des prix hédonistes, la première étape consiste à estimer les fonctions de prix hédoniste en régressant les prix de transaction sur les différentes caractéristiques intrinsèques et extrinsèques des maisons dites habitables.

Concernant le choix de la forme fonctionnelle de la fonction de prix hédoniste, il est important de sélectionner celle dont la forme est la plus adaptée et la plus flexible possible (Bender *et alii*, 1979 ; Halvorsen et Pollakowski, 1981 ; Cropper *et alii*, 1988). Nous avons donc, pour cela, utilisé la transformation Box-Cox quadratique suivante en tenant compte d'un éventuel effet de *V* (ou *V inversé*) de l'âge et du nombre de pièces :

$$(4) P_i^{(\theta)} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K \alpha_k z_{ik}^{(\lambda_k)} + \sum_{m=1}^M \pi_m D_{im} + \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \beta_{kl} z_{ik}^{(v_k)} z_{il}^{(v_l)} + \gamma_1 AGE_i + \gamma_2 AGE40_i + \xi_1 NBPIECE_i + \xi_2 NBPIECE4_i + u_i$$

Où :  $i = 1, \dots, n$

$P_i$  : est le prix de l'habitation  $i$ ,  $z_{ik}$  sont les attributs quantitatifs et les  $D_{im}$  sont les attributs qualitatifs.

$P_i^{(\theta)}, z_{ik}^{(\lambda_k)} [z_{ik}^{(v_k)}, z_{il}^{(v_l)}]$  sont les transformations Box-Cox respectives du prix et des attributs quantitatifs.

$$P_i^{(\theta)} = (P_i^\theta - 1) / \theta \text{ si } \theta \neq 0, P_i^{(\theta)} = \ln(P_i) \text{ sinon}$$

$$z_{ik}^{(\lambda_k)} = (z_{ik}^{\lambda_k} - 1) / \lambda_k \text{ si } \lambda_k \neq 0, z_{ik}^{(\lambda_k)} = \ln(z_{ik}) \text{ sinon}$$

Des transformations sont notamment appliquées aux variables quantitatives telles que la surface habitable (SURFHAB), à la surface du jardin (SURFJARD), au revenu fiscal de la commune (REVFISCO) et à la distance à la mer (DISTMER)<sup>(13)</sup>. Les paramètres  $\beta_{kl}$  permettent de tenir compte d'éventuelles complémentarités ou substituabilités entre ces attributs.



Nous estimons le modèle (4) sur un ensemble de valeurs de  $\theta$ ,  $\lambda$  et  $\nu$  différentes. À l'aide du test de comparaison de modèle, la forme Box-Cox la plus adéquate correspond à  $\theta=0$ ,  $\lambda_k=0$  et  $\nu_k=\nu_1=0$ . Ce modèle permet d'expliquer une part importante des variations des prix des maisons (76,6 %) à l'aide des variables retenues. Nous obtenons alors le modèle suivant<sup>(14)</sup> :

**Tableau 1 : estimation de la fonction de prix hédoniste des maisons dites habitables**

Variables explicatives	Coefficients	t-Student	Significativité
Constante	7,939	9,252	0,000
GE03	-0,176	-2,275	0,024
GE04	0,220	5,169	0,000
BRUIT	-0,105	-2,565	0,011
CUISAM	0,183	4,612	0,000
URBA2	-0,147	-1,806	0,073
SANITAIRE	0,147	3,140	0,002
GARAGE	0,130	2,859	0,005
VUEMER4	0,207	2,405	0,017
CHAUFF2	-0,112	-2,807	0,006
CHAUFF4	-0,231	-2,527	0,013
LMJRUB1	0,023	2,613	0,010
X14LAM	0,020	2,595	0,010
X22LAM	0,015	5,266	0,000
X24LAM	-0,009	-2,459	0,015
X33LAM	0,025	2,720	0,007
X44LAM	-0,007	-2,979	0,003
NBPIECE	0,216	4,060	0,000
NBPIECE4	-0,183	-3,284	0,001
AGE40	0,001	1,721	0,087
$R^2$		0,766	
$R^2$ ajusté		0,736	
RESET (seuil 5%)	0,05	F(3,144) = 2,60	
White (seuil 5%)	31,19	$\kappa^2$ (28) = 41,33	

Il est alors nécessaire de vérifier s'il existe ou non un éventuel problème d'endogénéité entre ces variables explicatives et le prix des maisons (dites habitables). Nous avons, en particulier, vérifié une éventuelle endogénéité du nombre de pièces et le prix de vente de la maison. En effet, le consommateur, lorsqu'il achète une maison, peut choisir simultanément la quantité de cet attribut et le prix de vente. Nous avons également supposé qu'il pouvait exister une éventuelle endogénéité de la distance à la mer et d'une vue excellente sur la mer. En effet, comme le suggèrent les travaux de Cavailhès (2006) : *“Landscape variables may also be linked with the error either for the same reason (i.e. simultaneous choice) or because the market determines both the l.h.s. and some r.h.s. variables of the equation. For example, if urban pressure is high, residential values are high and thus open spaces are scarce and small; conversely, the quantity of open space determines residential prices through the land capitalization*

*mechanism”*. De même, nous avons supposé qu'il pouvait exister un choix simultané entre le fait de ne pas avoir de chauffage et le prix de vente. Cette analyse a été réalisée également pour la variable Age40 (maison ayant plus de 40 ans), du fait d'un éventuel choix simultané entre un certain style de maison et le prix de vente. Nous avons donc appliqué le test de Hausman dans sa version Nakamura (Nakamura et Nakamura, 1981) afin de tester l'existence d'un biais de simultanéité lié à l'absence d'orthogonalité entre ces différentes variables explicatives et le résidu obtenu précédemment par la méthode des MCO. Cette procédure nécessite l'usage d'un certain nombre d'instruments tels que l'origine géographique des acheteurs, les déclarations des acheteurs quant à l'utilisation future des habitations, l'âge moyen et le revenu moyen du ménage. Ne disposant pas du revenu des acheteurs, nous avons procédé à leur estimation à l'aide des PCS à l'instar de la méthode utilisée par Smith *et alii* (1983). On estime alors une équation auxiliaire dans laquelle la variable suspectée d'endogénéité est régressée sur l'ensemble des variables instrumentales<sup>(15)</sup> ainsi que sur les autres variables explicatives choisies dans le modèle de base. On retient alors les résidus obtenus, par la méthode des MCO, à partir de l'équation auxiliaire, résidus que l'on introduit comme variable de test dans le modèle de base. On observe alors que pour l'ensemble des variables suspectées d'endogénéité, cette variable test n'est pas significative au seuil  $\alpha$ . Ce test indique donc qu'il n'existe pas de problème d'endogénéité des variables considérées<sup>(16)</sup> et donc qu'il n'est pas nécessaire de réestimer le modèle par la méthode des doubles moindres carrés.

Nous observons donc :

– un impact de plusieurs variables intrinsèques telles que la présence d'une cuisine aménagée (CUISAM), le type de chauffage (CHAUFF2, CHAUFF4), l'équipement sanitaire (SANITAIRE) et l'existence d'un garage (GARAGE). Ces résultats concordent avec ceux observés dans d'autres études sur le prix des attributs des logements (Cavailhès, 2005). La valeur de ces maisons dépend également d'autres attributs intrinsèques comme l'âge de la maison et le nombre de pièces et ce de manière particulière. En effet, le prix augmente lorsque la maison dispose d'un plus grand nombre de pièces, soit 21,6 % par pièce supplémentaire. Cependant, à la différence des autres études économétriques, nous montrons que cette augmentation est plus modérée lorsque la maison compte plus de 4 pièces. La spécification en *V-inversé* que nous avons utilisée montre, en effet, qu'au-delà de 4 pièces, cette augmentation n'est que de 3,3 % pour toute pièce supplémentaire. Il en est de même pour l'effet de l'âge. L'introduction de cette même spécification montre que l'âge n'a un effet positif que lorsque la maison a plus de 40 ans. Au-delà de cet âge seuil, le prix de la maison augmente donc avec l'ancienneté de celle-ci<sup>(17)</sup> ;

– un impact de certaines variables extrinsèques (hors aménités littorales). En effet, le fait que la maison se situe dans le sud-Finistère (GE04) agit positivement et fortement sur le prix comme le confirment par ailleurs les diverses études sur les prix de l'immobilier dans ce département (e.g. *Télégramme de Brest* du 4/03/06). De même, le revenu fiscal moyen de la commune (X33LAM) a un effet positif sur le prix des habitations. Inversement, la localisation dans la périphérie des grandes agglomérations (URBA2) et surtout l'existence de bruit associé à la proximité d'une route passante (BRUIT) agissent de manière négative sur le prix des habitations. Là encore, ces résultats concordent avec ceux généralement obtenus dans d'autres études empiriques ;

– un impact du littoral sur le prix des habitations via les deux mesures retenues à savoir d'une part, la vue sur mer (VUEMER4) et d'autre part la distance à la mer (DISTMER).

La vue sur la mer a un effet positif : la maison est d'autant plus valorisée qu'elle bénéficie d'une vue sur mer excellente.

Quant à la distance à la mer, son effet sur le prix n'est pas constant dans le cas d'une Box-Cox quadratique et dépend d'autres caractéristiques du logement. Nous le mesurons à l'aide de son élasticité calculée au niveau moyen de l'échantillon.

$$(5) e_{\hat{p}/distmer} = 0,02 \ln(Surfhab) - 0,009 \ln(Surfjard) - 0,014 \ln(Distmer)$$

Cette élasticité est de - 0,087 pour une maison située à une distance moyenne de 6,5 km. Ce qui signifie que toute augmentation de 10 % de cette distance se traduit par une baisse du prix de cette maison de 0,87%.

La forme Box-Cox quadratique estimée nous permet également d'évaluer la sensibilité de cette élasticité par rapport aux différents attributs. En effet, l'élasticité du prix de l'habitation par rapport à la distance à la mer augmente lorsque la surface habitable de la maison augmente, tout chose égale par ailleurs. Cette même élasticité diminue lorsque la distance à la mer augmente. Il en est de même lorsque la surface du jardin augmente. Soulignons que cette dernière caractéristique agit de manière complexe sur le prix de l'habitation. Pour cela, calculons l'élasticité du prix estimé par rapport à cette surface de jardin :

$$(6) e_{\hat{p}/surface\_jardin} = 0,03 \ln(Surfjard) - 0,009 \ln(Distmer) - 0,023 \ln(Urbal)$$

L'élasticité du prix de l'habitation par rapport à la surface du jardin augmente donc lorsque la surface du jardin de la maison augmente, tout chose égale par ailleurs, ou lorsque la maison se situe dans une agglomération (Brest, Morlaix, Quimper). Cette même élasticité diminue lorsque la distance à la mer augmente.

Contrairement à ce qui est suggéré par certains travaux (Brasington, 2000), il semble que dans le cas du Finistère et pour les maisons qui figurent dans notre échantillon, le prix de celles-ci ne soit pas influencé par les taux des taxes d'habitation et foncières.

À l'issue de cette première étape, nous pouvons donc calculer pour chacune des caractéristiques les différents consentements à payer marginaux. Dans le cas de la distance à la mer, ce consentement marginal correspond à la dérivée partielle de la fonction estimée du prix hédoniste par rapport à cette variable, ce qui correspond dans notre étude à :

$$(7) CAP_m(Distmer) = \frac{e_{\hat{p}/distmer} \hat{P}}{Distmer}$$

où  $\hat{P}$  correspond au prix estimé de l'habitation. Par la suite, afin de faciliter l'interprétation des résultats, nous raisonnerons sur le consentement à payer marginal pour se rapprocher de la mer, c'est-à-dire le consentement à payer pour une réduction marginale de la distance à la mer.

Dans le cas de l'attribut qualitatif, à savoir la vue sur mer, le consentement à payer marginal se calcule comme la différence du prix estimé entre deux modalités au niveau moyen de l'échantillon (Gravel *et alii*, 2006) soit une somme de 32 510 € supplémentaire pour obtenir une vue sur mer excellente dans le cas des maisons dites habitables. Concernant les maisons à rénover de notre échantillon, nous observons<sup>(18)</sup> que le littoral au travers de la variable *vue sur mer* agit également sur le prix de transaction : ainsi le fait d'avoir une bonne vue sur mer augmente le prix de 78 % en comparaison d'une maison à rénover ne disposant d'aucune vue sur la mer ! Dans ce cas de figure, le consentement marginal à payer pour obtenir une vue sur mer bonne ou excellente correspond à une somme de 46 787 €.

#### Détermination de la fonction de demande inverse de la proximité à la mer

Cette seconde étape consiste à déterminer la fonction de demande inverse de la proximité à la mer dans le cas du marché des maisons dites *habitables* à partir de l'estimation du CAP marginal de la proximité à la mer calculé lors de la première étape. Nous estimons

alors une forme fonctionnelle flexible de type Box-Cox en retenant pour cette deuxième étape à la fois les différentes caractéristiques des logements<sup>(19)</sup> mais aussi les caractéristiques des acheteurs<sup>(20)</sup>. Après sélection du meilleur modèle, le modèle adéquat pour déterminer la fonction de demande inverse de la proximité de la mer est une forme log-log<sup>(21)</sup>.

**Tableau 2 : estimation de la fonction de demande inverse de la proximité à la mer par la méthode des moindres carrés ordinaires**

Variabes explicatives	Coefficients	t-Student	Significativité
Constante	-7,746	-2,897	0,004
SANITAIRE	0,147	2,014	0,046
CUISAM	0,184	2,835	0,005
CHAUFF2	-0,241	-3,691	0,000
CHAUFF4	-0,558	-3,596	0,000
DISTMER	-0,754	-38,009	0,000
NBPIECE	0,378	3,671	0,000
REVFISCO	1,298	4,656	0,000
SURFJARD	0,287	11,044	0,000
R <sup>2</sup>	0,923		
R <sup>2</sup> ajusté	0,919		

Cependant, il est nécessaire de vérifier s'il existe ou non un éventuel problème d'endogénéité entre le choix de la distance à la mer et le prix implicite de la proximité à la mer. Le test d'Hausman indique qu'il existe bien un problème d'endogénéité lié à l'usage futur de la maison en tant qu'habitation secondaire. En effet, les personnes achetant leur habitation à cette fin veulent être moins éloignées de la mer que les personnes achetant la maison pour un usage principal (toute chose égale par ailleurs). Il est donc nécessaire de ré-estimer le modèle de base par la méthode des doubles moindres carrés<sup>(22)</sup>. Le modèle obtenu par les DMC est donc le suivant<sup>(23)</sup> :

**Tableau 3 : ré-estimation de la fonction de demande inverse de la proximité à la mer par la méthode des doubles moindres carrés**

Variabes explicatives	Coefficients	t-Student	Significativité
Constante	-8,295	-3,065	0,003
CUISAM	0,179	2,698	0,008
CHAUFF2	-0,248	-3,744	0,000
CHAUFF4	-0,597	-3,811	0,000
DISTMER	-0,751	-37,207	0,000
NBPIECE	0,452	4,652	0,000
REVFISCO	1,341	4,747	0,000
SURFJARD	0,292	11,170	0,000
R <sup>2</sup>	0,920		
R <sup>2</sup> ajusté	0,916		

Il est intéressant de remarquer que le consentement à payer pour une réduction marginale de la distance à la mer est d'autant plus élevé que la distance à la mer est initialement faible, toute chose égale par ailleurs.

#### *Détermination du CAP pour une variation non marginale de la distance à la mer*

À partir de la fonction inverse de demande estimée ci-dessus, nous pouvons donc calculer le CAP des ménages pour une réduction non marginale de la distance à la mer. Ainsi, à titre d'exemple, nous avons calculé au niveau moyen de l'échantillon des consentements à payer moyens pour différentes situations.

**Tableau 4 : consentements à payer moyens**

Distance initiale	Consentement à payer moyen (€)		
	Rapprochement de la mer de 100 m	Rapprochement de la mer de 500 m	Rapprochement de la mer de 1 000 m
600 m	1 318	10 685	
1 100 m	810	4 839	15 524
6 500 m (val. moy. éch.)	207	1 061	2 192
10 000 m	150	760	1 551
15 000 m	110	557	1 129

Nous remarquons que le CAP moyen pour se rapprocher de la mer est étroitement lié à la distance initiale de la maison par rapport à la mer. En d'autres termes, échanger une maison contre une autre qui se trouve plus proche de la mer est plus coûteux si celle-ci est déjà à proximité de la mer. *A contrario*, ce coût diminue pour les maisons distantes de la mer.

## Conclusion

Le but de cet article était d'estimer la valeur que les ménages acheteurs attribuent au littoral, valeur mesurée dans notre étude d'une part *via* leur consentement à payer pour être plus proche du littoral et d'autre part *via* leur consentement à payer pour bénéficier d'une meilleure vue sur la mer à partir de leur habitation. Nous avons pu obtenir de telles valeurs grâce à la méthode des prix hédonistes : nos travaux ont permis tout d'abord de montrer que le littoral, au travers de la distance à la mer et de la vue sur mer, a une influence significative sur le prix des maisons, mais de manière distincte selon le marché considéré. Nous avons, en effet, pu montrer une segmentation manifeste du marché entre les maisons à rénover et les maisons dites *habitables*. Ces résultats mettent ainsi en évidence l'attrait que le littoral exerce sur les ménages désirant acquérir une maison dans le département du Finistère, confirmant

ainsi l'idée selon laquelle le bord de mer est soumis à une forte pression immobilière. On peut alors penser qu'un assouplissement de la loi Littoral pourrait se traduire par la construction d'habitations sur des zones littorales jusqu'à présent interdites à la construction. Nous avons également estimé la fonction de demande inverse concernant la proximité du littoral sachant que cette deuxième phase est habituellement relativement peu abordée dans la littérature française, faute de données suffisantes sur les caractéristiques des ménages. Nos résultats indiquent qu'il existe un consentement à payer pour une réduction de la distance à la mer donnée et que ce dernier varie en fonction de la distance initiale prise comme point de référence. La mise en évidence d'un tel consentement à payer indique donc qu'il existe bien un bénéfice à préserver le littoral.

---

## Notes

---

- (1) Une brève définition de cette loi est présentée en annexe 1.
- (2) Ridker et Henning (1967) avait émis, dès 1967, l'hypothèse que la variation du prix des habitations selon leur localisation pouvait être utilisée pour estimer la valeur que les consommateurs attribuent à un changement de la qualité de l'air.
- (3) Que l'on pose par la suite égal à l'unité.
- (4) Ceci dans le cas d'une caractéristique continue. Dans le cas d'une caractéristique discrète, le consentement à payer marginal se calcule comme la différence du prix estimé entre deux modalités au niveau moyen de l'échantillon (Gravel *et alii*, 2006).
- (5) Ce problème d'endogénéité se pose également lors de l'estimation de la fonction de demande inverse de la caractéristique  $k$  (2<sup>ème</sup> étape).
- (6) « Les délimitations du littoral varient selon que l'on s'intéresse aux formes, aux écosystèmes, ou à la littoralité des activités économiques et des hommes. Dans le cas général, les zonages les plus appropriés pour se mouler dans la réglementation, tout en incluant les écosystèmes, sont, en mer, la limite des eaux territoriales, et, à terre, une bande de 15 kilomètres minimum incorporant l'arrière pays », (Houdart, 2003). Dans notre étude sur l'immobilier, nous définissons comme zone littorale, une bande de 25 km à partir de la mer.
- (7) Ces taux sont différents selon la commune d'habitation et dépendent en partie de la politique mise en place par les communes.
- (8) L'ensemble des variables quantitatives et qualitatives utilisées, ainsi que leur codage, est précisé en annexes 2 et 3.
- (9) Nous obtenons ainsi 18 observations pour les maisons « à rénover » et 167 observations pour les maisons dites *habitables*. Étant donné le faible nombre d'observations pour les maisons à rénover, les résultats seront présentés de manière succincte par comparaison à ceux obtenus pour les maisons dites habitables et demandent à être confirmés par des études ultérieures.
- (10) Il est à noter que la distance à la mer est bien évidemment une mesure inverse de la proximité de la mer. Par conséquent, le signe attendu dans l'équation de prix hédoniste estimée devrait être négatif.
- (11) Cette répartition géographique des données est représentée sur la carte du Finistère en annexe 5. Dans le cas des villes de plus de 10 transactions, ces dernières étaient réparties sur plusieurs quartiers.
- (12) Entre deux variables  $y$  et  $x$ , cette forme s'écrit ainsi :  $y = a + b x + c \Delta x$  où  $\Delta x = x - x_0$  si  $x \geq x_0$  ; 0 sinon. La valeur du seuil d'inflexion  $x_0$  retenue est celle permettant d'obtenir le meilleur modèle.
- (13) L'ensemble des transformations réalisées est précisé en annexe 2.
- (14) Les maisons de référence sont celles localisées, en campagne (URBA3), dans la région de Morlaix (GEO1), n'ayant pas de vue sur la mer (VUEMER1), n'ayant pas accès aux transports collectifs (TRANSCOL1) et dont le système de chauffage fonctionne au gaz (CHAUFF1). Seules les variables dont la significativité est inférieure à 10 % sont présentées dans le tableau.
- (15) Les acheteurs de référence ont pour origine géographique la Bretagne (ORIGINE1) et achètent la maison en tant que résidence principale (USAGE1).

(16) Le modèle étant sur-identifié, il est nécessaire de réaliser le test de Sargan afin d'évaluer la qualité des instruments en régressant les résidus de l'équation estimée par les DMC sur l'ensemble des variables explicatives considérées comme exogènes et les variables instrumentales. D'après ce test, il apparaît que le revenu moyen n'est pas un bon instrument de par sa nature. (Il s'agit, en effet, d'une variable reconstituée). Cependant, la réestimation des équations précédentes sans cette variable instrumentale aboutit aux mêmes résultats, à savoir une absence d'endogénéité des variables testées.

(17) Les graphiques 1 et 2 données en annexe 6 mettent en évidence ces deux effets.

(18) Étant donné le faible nombre d'observations pour ce type de maisons, ces résultats sont donnés à titre indicatif et devront être confirmés par des études portant sur des échantillons plus importants.

(19) Nous supposons donc qu'il existe une séparabilité fonctionnelle entre les  $K$  attributs du logement (dont la distance à la mer) et les autres biens et services consommés par les ménages.

(20) Dans cette estimation, ces caractéristiques sont appréhendées par la variable COUPLE.

(21) La maison de référence est la même que celle de la première étape. Seules les variables dont la significativité est inférieure à 5 % sont présentées dans le tableau.

(22) Le modèle étant sur-identifié, il est nécessaire de réaliser le test de Sargan afin d'évaluer la qualité des instruments en régressant les résidus de l'équation estimée par les DMC sur l'ensemble des variables explicatives considérées comme exogènes et les variables instrumentales. Dans notre étude, l'hypothèse nulle de bonne qualité des instruments n'est pas rejetée ( $NR^2 < \chi^2(5)$ ).

(23) La variable SANITAIRE n'étant plus significative au seuil de 5 %, celle-ci a été éliminée de la régression et le modèle a été ré-estimé.

---

## Bibliographie

---

- Appéré G. (2004).** « L'évaluation des actifs à usage récréatif : la méthode contingente des coûts de transport », *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, n°1, pp. 81-106.
- Bartik T. (1987).** "The Estimation of Demand Parameters in Hedonic Price Models", *Journal of Political Economy*, vol. 95, n°1, pp. 81-88.
- Bender B., Gronberg T. et Hwang H.S. (1980).** "Choice of Functional Form and the Demand for Air Quality", *Review of Economics and Statistics*, vol. 62, n°4, pp. 638-643.
- Benson E.D., Hansen J.L, Schwartz A.L. et Jr. Smersh G.T. (1997).** "The Influence of Canadian Investment on U.S. Residential Property Values", *Journal of Real Estate Research*, vol. 13, n°3, pp. 231-250.
- Benson E.D., Hansen J.L, Schwartz A.L. et Jr. Smersh G.T. (1998).** "Pricing Residential Amenities: The Value of a View", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 16, n° 1, pp. 55-73.
- Bonnieux F. et Desaignes B. (1998).** *Economie et Politiques de l'Environnement*, Editions Dalloz.
- Brasington D. (2000).** "Demand and Supply of Public School Quality in Metropolitan Areas: the Role of Private Schools", *Journal of Regional Science*, vol. 40, n°3, pp. 583-605.
- Brasington D. et Hite D. (2005).** "Demand for Environmental Quality: A Spatial Hedonic Analysis", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 35, n°1, pp. 57-82.
- Brown J.N. et Rosen H.S. (1982).** "On the Estimation of Structural Hedonic Price Models", *Econometrica*, vol. 50, n°3, pp.765-768.
- Cavailhès J. (2005).** « Le prix des attributs du logement », *Economie et Statistique*, n° 381-382, pp. 91-123.
- Cavailhès J., Brossard T., Foltête J.C., Hilal M., Joly D., Tourneux F.P, Tritz C. et Wavresky P. (2006).** "Seeing and Being Seen: a GIS-based Hedonic Price Valuation of Landscape", *Document de travail*, INRA-CESAER, CNRS-ThéMA.
- Chattopadhyay S. (1998).** "An Empirical Investigation into the Performance of Ellickson's Random Bidding Model, with an Application to Air Quality Valuation", *Journal of Urban Economics*, vol. 43, pp. 292-314.
- Cheshire P. et Sheppard S. (2002).** "The Welfare Economics of Land Use Planning", *Journal of Urban Economics*, vol. 52, pp. 242-269.
- Court A. T. (1939).** Hedonic Price Indexes with Automotive Examples, in *The Dynamics of Automobile Demand*, *General Motors Corporation*, pp. 99-117.
- Cropper M.L., Deck B.L. et McConnell K.E. (1988).** "On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions", *Review of Economics and Statistics*, vol. 70, n°4, pp. 668-675.
- Desaignes B et Point P. (1993).** *Economie du patrimoine naturel : la valorisation des bénéfices de protection de l'environnement*, *Economica*.
- Ekeland I., Heckman J.J. et Nesheim L. (2004).** "Identification and Estimation of Hedonic Models", *Journal of Political Economy*, vol. 112, n°1, pp. 60-109.
- Epple D. (1987).** "Hedonic Prices and Implicit Markets: Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products", *Journal of Political Economy*, vol. 95, n°1, pp. 59-80.

**Freeman A.M. (1979).** “Hedonic Prices, Property Values and Measuring Environmental Benefits: a Survey of the Issues”, *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 81, pp. 154-173.

**Goodman A.C. et Thibodeau T.G. (1995).** “Age-Related Heteroskedasticity in Hedonic House Price Equations”, *Journal of Housing Research*, vol. 6, n°1, pp. 25-42.

**Gravel N., Michelangeli A. et Trannoy A. (2006).** “Measuring the Social Value of Local Public Goods: An Empirical Analysis within Paris Metropolitan Area”, *Applied Economics*, vol. 38, n°16, pp. 1945-1961.

**Griliches Z. (1961).** “Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change”, in *The Price Statistics of the Federal Government*, Columbia Univ. Press for the National Bureau of Economic Research, pp.173-196.

**Halvorsen R. et Pollakowski H. (1981).** “Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations”, *Journal of Urban Economics*, vol. 10, n°1, pp. 37-49.

**Houdart M. (2003).** *Entre terre et mer, les 250 ans du littoral*, Ifremer, Direction de l’environnement et de l’aménagement littoral

**Lancaster K.J. (1966).** “A New Approach to Consumer Theory”, *Journal of Political Economy*, vol. 74, n°2, pp. 132-157.

**Le Gallo J. (2002).** « Econométrie spatiale : l’autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire », *Économie et Prévision*, vol. 155, pp. 139-158.

**Le Gallo J. (2004).** « Hétérogénéité spatiale, principes et méthodes », *Économie et Prévision*, vol. 162, pp. 151-172.

**LeSage J.P. (1997).** “Regression Analysis of Spatial Data”, *Journal of Regional Analysis and Policy*, vol. 27, n°2, pp. 83-94.

**Nakamura A. et Nakamura M. (1981).** “On the Relationships Among Several Specification Error Tests Presented by Durbin, Wu and Hausman”, *Econometrica*, vol. 49, n°6, pp. 1583-1588.

**Pipard D. et Gualazzi J.P. (2002).** *La lutte contre le bruit*, Le Moniteur, Collection Guides.

**Ridker R.G et Henning J.A. (1967).** “The Determinants of Residential Property Values with Special Reference to Air Pollution”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 49, n°2, pp. 246-257.

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

**Saulnier J. (2004).** « Une application des prix hédonistes : influence de la qualité de l’air sur le prix des logements ? », *Revue d’Economie Politique*, vol. 114, n°5, pp. 613-636.

**Smith V.K., Desvougues W.H. et McGivney M.P. (1983).** “Estimating Water Quality Benefits: An Econometric Analysis”, *Southern Economic Journal*, vol. 50, n°2, pp.422-437.

**Soguel N. (1994).** « Evaluation monétaire des atteintes à l’environnement : une étude hédoniste et contingente sur l’impact des transports », *Document de travail, EDES*, Neuchâtel.

**Stevenson S. (2004).** “New Empirical Evidence on Heteroscedasticity in Hedonic Housing Models”, *Journal of Housing Economics*, vol. 13, n°2, pp.136-153.

**Waugh F. V. (1929).** *Quality as a Determinant of Vegetable Prices: A Statistical Study of Quality Factors Influencing Vegetable Prices in the Boston Wholesale Market*, Columbia University Press.

## Loi Littoral

La loi Littoral (loi n°86-2 du 3 janvier 1986 relative à l’aménagement, la protection et la mise en valeur du littoral) vise à une limitation de l’urbanisation dans les espaces proches des rivages et à une protection stricte des espaces dits remarquables. Elle interdit en particulier les constructions dans la bande des 100 mètres du rivage (des mers océans, étangs salés, des plans d’eau intérieurs d’une superficie supérieure à 1000 hectares, des estuaires et des deltas lorsqu’elles sont situées en aval de la limite de salure des eaux et participent aux équilibres économiques et écologiques littoraux) en dehors des espaces urbanisés ou situés en continuité à partir des hameaux, bourgs, villes et villages.

Elle constitue une réaction des pouvoirs publics face à la pression immobilière croissante sur les espaces littoraux (e.g. projets urbanistiques de bord de mer tels que la Grande-Motte, près de Montpellier). Elle permet aussi d’encadrer les effets des lois de décentralisation de 1982 qui remettaient aux maires le pouvoir de rédiger les plans d’urbanisme et de délivrer les permis de construire.

## Définitions des différentes variables utilisées pour l’estimation des fonctions des prix hédonistes

### Variables qualitatives binaires :

SINGULA : indique si la maison a une caractéristique singulière (en bois, présence de piscine)

GE01 : indique si la maison se situe dans la région de Morlaix

GE02 : indique si la maison se situe dans la région de Brest

GE03 : indique si la maison se situe dans la presqu’île de Crozon

GE04 : indique si la maison se situe dans le sud du Finistère

URBA1 : indique si la maison est localisée dans les agglomérations brestoises, de Quimper ou de Morlaix

URBA2 : indique si la maison est localisée dans la périphérie des agglomérations citées ci-dessus

URBA3 : indique si la maison se situe hors agglomération et de sa périphérie.

LITTORAL : indique si la maison a été construite après 1986, date de la mise en vigueur de la loi littorale

SITE : indique si la maison se situe à l’île Tudy (site particulier du Sud Finistère)

BRUIT : indique s’il existe du bruit à proximité de la maison dû à la présence d’une route passante

MITOY : indique si la maison est mitoyenne avec une autre habitation

LOTIS : indique si la maison se situe dans un lotissement

CUISAM : indique si la maison est équipée d’une cuisine aménagée

SANITAIRE : indique si la maison est équipée d’au moins 2 salles de bains et 2 WC

GARAGE : indique s’il existe ou non un ou plusieurs garages

VUEMER1 : indique s’il n’y a aucune vue sur la mer à partir de la maison

VUEMER1 : indique s'il n'y a aucune vue sur la mer à partir de la maison

VUEMER2 : indique si la vue sur la mer à partir de la maison est faible

VUEMER3 : indique si la vue sur la mer à partir de la maison est bonne

VUEMER4 : indique si la vue sur la mer à partir de la maison est excellente

VUEMER5 : indique si la vue sur la mer à partir de la maison est soit bonne soit excellente

TRANSCOL1 : indique si l'accès aux transports collectifs est inexistant

TRANSCOL2 : indique si l'accès aux transports collectifs est faible

TRANSCOL3 : indique si l'accès aux transports collectifs est bon

TRANSCOL4 : indique si l'accès aux transports collectifs est excellent

CHAUFF1 : indique si la maison est équipée d'un système de chauffage au gaz

CHAUFF2 : indique si la maison est équipée d'un système de chauffage au fioul

CHAUFF3 : indique si la maison est équipée d'un système de chauffage électrique

CHAUFF4 : indique si la maison est équipée d'aucun système de chauffage ou est chauffée au bois

URB1TRANS4 : croisement de la variable URBA1 et de la variable TRANSCOL4

#### **Variables quantitatives :**

SURFHAB : surface habitable de la maison

SURFJARD : surface du jardin de la maison

DISTMER : distance existant entre la maison et la mer (en mètre)

DISTBOUR : distance existant entre la maison et la ville la plus proche (en mètre)

REVFISCO : revenu fiscal de la commune d'habitation

NBPIECE : nombre de pièces de la maison

NBPIECE4 : nombre de pièces supplémentaires par rapport à la valeur seuil de 4 pièces

NBCHAMB : nombre de chambres de la maison

NBCHAMB3 : nombre de chambres supplémentaires par rapport à la valeur seuil de 3 chambres

AGE : âge de la maison

AGE40 : ancienneté supplémentaire de la maison par rapport à une maison âgée de 40 ans

TXFHAB : somme des taxes foncières et d'habitation (en %) de la commune d'habitation

URB1DMER : croisement de la variable DISTMER et de la variable URBA1

DISTERVUE1 : croisement de la variable DISTMER et de la variable VUEMER1

DISTBTRA : croisement de la variable DISTBOUR et de la somme de TRANSCOL1 et de TRANSCOL2

LMJRUB1 : transformée du croisement de la variable SURFJARD et de la variable URBA1

X11LAM : carré de la transformée de la surface habitable de la maison

X12LAM : croisement de la transformée de la surface habitable avec la transformée de la surface du jardin

X13LAM : croisement de la transformée de la surface habitable avec la transformée du revenu fiscal de la commune d'habitation

X14LAM : croisement de la transformée de la surface habitable avec la transformée de la distance à la mer de la maison

X22LAM : carré de la transformée de la surface de jardin de la maison

X23LAM : croisement de la transformée de la surface du jardin avec la transformée du revenu fiscal de la commune d'habitation

X24LAM : transformée de la surface de jardin croisée avec la transformée de la distance à la mer de la maison

X33LAM : carré de la transformée du revenu fiscal de la commune d'habitation

X34LAM : croisement de la transformée du revenu fiscal de la commune d'habitation avec la transformée de la distance à la mer

X44LAM : carré de la transformée de la distance à la mer

#### **Définition des variables supplémentaires nécessaires à la détermination de la fonction inverse de demande**

##### **Variables qualitatives binaires :**

COUPLE : indique si le ou les acheteurs vivent en couple

ORIGINE1 : indique si le ou les acheteurs habitaient auparavant en Bretagne

ORIGINE2 : indique si le ou les acheteurs habitaient en France métropolitaine (hors Bretagne)

ORIGINE3 : indique si le ou les acheteurs habitaient à l'étranger ou dans les DOM-TOM

USAGE1 : indique si le ou les acheteurs achètent la maison comme résidence principale

USAGE2 : indique si le ou les acheteurs achètent la maison comme résidence secondaire

USAGE3 : indique si le ou les acheteurs achètent la maison à des fins locatives

##### **Variables quantitatives :**

AGEMOYEN : âge moyen de ou des acheteurs

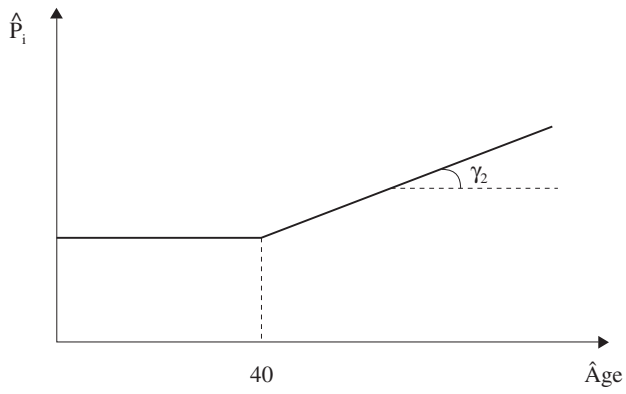
REVENU : revenu moyen de ou des acheteurs





Effets de l'âge et du nombre de pièces sur le prix des maisons dites *habitable*s

Graphique 1 : effet de l'âge sur le prix  
(toute chose égale par ailleurs)



Graphique 2 : effet du nombre de pièces sur le prix  
(toute chose égale par ailleurs)

