

Évaluation de l'impact du déploiement des énergies renouvelables sur la valeur d'usage du paysage rural : une approche hédonique spatiale des prix des gîtes ruraux¹

Olivier Joalland, Tina Rambonilaza

Irstea, UR ETBX, 50 avenue de Verdun – Gazinet, 33612 Cestas Cedex

Résumé :

Accroître la part des énergies renouvelables dans le mix énergétique français pourrait augmenter sensiblement les externalités négatives engendrées par les infrastructures de production et de transport d'électricité (éoliennes et ligne à haute tension) pour les usagers des territoires ruraux. Les éoliennes ainsi que les lignes à haute tension ont des empreintes physiques durables, sources de nuisances visuelles, qui peuvent réduire les valeurs d'usage des paysages ruraux. Cette étude mobilise la méthode des prix hédoniques pour évaluer cette perte de valeur d'usage du paysage du point de vue des touristes, à partir des données de prix de gîtes ruraux pour trois régions françaises. Les prix sont expliqués par plusieurs variables décrivant à la fois les caractéristiques intrinsèques des gîtes, leur environnement immédiat, et la proximité aux infrastructures de l'énergie. Les résultats d'une estimation par la méthode des moments généralisée contrôlant pour la présence d'autocorrélation spatiale des erreurs montrent le rôle prépondérant du confort et de la proximité au littoral dans la valorisation des gîtes. On note cependant que la perte de valeur d'usage des paysages est significative à proximité immédiate des infrastructures. L'interprétation des résultats ne peut être déconnectée du fait que la grande majorité des gîtes restent éloignés des infrastructures. Les touristes sont donc très peu contraints pour louer un gîte sans nuisance visuelle, et ne sont pas obligés de surenchérir pour accéder à celui-ci. L'étude soulève par la suite le risque associé à une décision de localisation des infrastructures qui tente de contourner les pertes de valeurs d'usage, en privilégiant les endroits très éloignés des lieux d'habitation et qui ne sont pas des espaces protégés. Or, les valeurs de préservation des paysages naturels peuvent être tout aussi importantes, mais ne sont pas évaluées pour autant. Ces valeurs doivent être intégrées dans le raisonnement qui guide les arbitrages autour de l'allocation spatiale des infrastructures de l'énergie, et dans la mise en œuvre des mécanismes d'accompagnement destinés aux territoires.

Mots-clés : Externalités – Energie renouvelable - Eolien - Prix hédoniques

JEL: Q51 - R11 - R33

Assessing the impact of renewable energy deployment on the use value of rural landscape: a spatial hedonic analysis of rural cottage prices

Abstract:

Increasing the share of renewable energy in the French energy mix could significantly extend the negative externalities generated by electricity production and transmission infrastructures (wind turbines and high-voltage power lines) for users of rural areas. Wind turbines as well as high voltage lines are sources of visual disruption, which can impact the use value of rural landscapes. This study uses the hedonic price method to assess the loss of use value of rural landscapes from the perspective of tourists. We collected data of rural cottage prices for three French regions. Prices are explained by several variables describing both intrinsic characteristics of the cottages, their immediate environment, and proximity to energy infrastructures. Results of an estimate by the generalized method of moments controlling for spatial autocorrelation of errors show the leading role of comfort and proximity to the coast in the valuation of cottages. The loss of landscape use value is significant in the immediate vicinity of energy infrastructures. These results can't be disconnected from the fact that the majority of cottages remain distant from infrastructures. Tourists do not have to overbid to access a cottage without visual nuisance. This study raises the risk associated with infrastructure location decisions that attempt to avoid the loss of use value by privileging sparsely inhabited regions, which are not protected areas. Preservation value of these natural landscapes can be as important as use value, but are not evaluated. These values should also be included in the reasoning that guides the spatial allocation of energy infrastructures, and the implementation of their support mechanisms.

Keywords: Externalities – Renewable Energy – Wind power – Hedonic price

¹ Les premières réflexions autour de ce travail ont été initiées quand Olivier Joalland a réalisé son mémoire de fin d'études sous la direction de Julien Salanié au sein d'Agrocampus Ouest - Granem. Les auteurs remercient Julien Salanié d'avoir mis à leur disposition l'accès à l'ensemble des bases de données. Ils restent seuls responsables des idées comme des erreurs commises.

1. Introduction

La transition énergétique a pour ambition de répondre aux grands enjeux que constituent la raréfaction des ressources fossiles, le réchauffement climatique, la maîtrise du coût de l'énergie ou encore l'avenir du nucléaire. Le déploiement d'une politique de transition énergétique doit s'appuyer notamment sur de nouvelles installations d'infrastructures. Pour la France, le nombre d'installations éoliennes devrait continuer à croître (RTE et al., 2016) dans les régions dotées d'importants gisements de vent (zones littorales, grandes plaines). Or, en dépit de la sophistication des procédures et des précautions prises pour accompagner les décisions d'installations (études d'impact, concertations, enquêtes publiques), plusieurs études ont souligné le développement des contestations locales autour de ce type d'infrastructures (Enevoldsen et Sovacool, 2016; Jobert et al., 2007; Nadaï et Labussière, 2009). Ces contestations locales, quand elles ne conduisent pas à l'abandon des projets, engendrent des coûts directs et indirects importants pour les opérateurs (RGI, 2012).

Les impacts paysagers ont été identifiés comme la principale motivation des populations locales qui refusent l'implantation d'un parc éolien (Wolsink, 2007). Cependant, l'ampleur grandissante des projets et leur concentration dans certains territoires sont devenues des facteurs d'intensification des conflits locaux autour des infrastructures de l'énergie (Ciupuliga et Cuppen, 2013; Cotton et Devine-Wright, 2013; Faburel et al., 2011). L'analyse et l'évaluation des coûts externes des éoliennes sont une véritable préoccupation de recherche récente (Gibbons, 2015; Hoen et al., 2014). De nombreux travaux mobilisent la méthode des prix hédoniques et cherchent à révéler l'étendue des impacts des infrastructures existantes sur le bien-être des populations résidentes à partir de l'analyse de la variation des valeurs immobilières. Les biens immobiliers peuvent en effet capitaliser les nuisances environnementales présentes sur un territoire, et leur prix de marché refléter la perception de ces nuisances et les pertes de bien-être pour les populations résidentes. Plusieurs études se sont alors attachées à évaluer monétairement l'ampleur des préjudices visuels par la modélisation hédonique des facteurs explicatifs de l'évolution des prix des biens fonciers ou immobiliers. Les résultats ne sont pas stabilisés : certains montrent l'absence d'effets (Hoen, 2006; Hoen et al., 2011, 2014; Sims et al., 2008; Vyn et McCullough, 2014) quand d'autres détectent un impact négatif de la proximité des ouvrages (Heintzelman et Tuttle, 2012; Sunak et Madlener, 2015). Mais il est difficile de tirer un avis définitif, car la qualité des bases de données et les indicateurs employés pour caractériser et mesurer les nuisances visuelles varient d'une étude à l'autre.

Au-delà des aspects de méthodes, certains auteurs ont cherché à comprendre les mécanismes qui régulent la dépréciation des prix des biens immobiliers à proximité d'infrastructures sources de nuisances (lignes à haute tension, mais aussi stations de traitement des déchets, centrales nucléaires, antennes-relais). Pour eux (Dale et al., 1999; Elliott et Wadley, 2002, 2012), les dévalorisations ne relèvent pas uniquement de l'empreinte visuelle des infrastructures, mais aussi d'un processus de « stigmatisation » des territoires qui les accueillent, dès l'annonce du projet. L'anticipation des nuisances peut se traduire par un excès de l'offre de biens (immobiliers ou fonciers) au regard de la demande, et entraîner de manière mécanique une baisse des prix. Ce phénomène prend place entre l'annonce du projet et la construction des ouvrages, et s'estompe avec le temps. Ce qui amène ces auteurs à soutenir l'idée que le phénomène de stigmatisation du territoire serait plus problématique que l'empreinte paysagère des ouvrages eux-mêmes. Des travaux plus récents cherchent alors à traiter de manière plus fine ce processus en s'appuyant sur l'approche hédonique par double différence, afin d'isoler l'effet d'un nouveau projet sur les prix immobiliers (Gibbons, 2015; Hoen et al., 2014; Klaiber et Smith, 2013; Sunak et Madlener, 2016).

Les nouvelles infrastructures de l'énergie sont essentiellement localisées dans les zones rurales et éloignées des zones habitées. A l'ère de l'économie résidentielle en France, les activités touristiques sont un facteur de développement économique important des espaces ruraux. Ces activités sont à l'origine de nombreux emplois dans le secteur des services et concourent à l'augmentation du niveau de vie et d'éducation (Reeder et Brown, 2005). Le secteur touristique est à l'initiative de nombreux équipements collectifs. Les activités touristiques dans

les espaces ruraux reposent principalement sur la consommation d'aménités environnementales (calme, tranquillité, beauté des paysages). En ce sens, les empreintes physiques des éoliennes peuvent entraîner une perte de la valeur d'usage des paysages ruraux pour les touristes qui s'y rendent. En effet, la demande touristique reste sensible à la qualité environnementale des lieux de destination. Une récente étude en Allemagne (Broekel et Alfken, 2015) a mis en évidence l'existence d'une corrélation négative entre le taux d'occupation des logements touristiques d'une commune et la taille des éoliennes qui sont présentes dans un rayon de 10 km. A côté des pratiques d'activités récréatives, les logements en hébergement marchand typique – tels que les gîtes ruraux – sont un moyen d'accéder à ces aménités environnementales (Le Goffe, 2000; Mollard et al., 2007). Les variations des prix de marché des locations de vacances peuvent refléter la perte de bien-être induite par les nuisances environnementales pour les touristes. A notre connaissance, l'évaluation économique des coûts externes des infrastructures énergétiques sur la demande touristique n'a pas encore fait l'objet d'une étude approfondie. Le principal objectif de cette étude est de mettre en place une approche hédonique de ces coûts externes.

Plus précisément, la méthode des prix hédoniques est mobilisée pour évaluer les impacts des nuisances visuelles associées aux infrastructures de l'énergie (éoliennes mais aussi lignes à haute tension) sur les variations des prix des locations de vacances labellisées gîtes de France, situées dans les régions Bretagne, Pays de la Loire, et Poitou-Charentes pour l'année 2013. L'introduction des lignes à haute tension dans l'analyse en complément des éoliennes permet de prendre en considération l'effet cumulatif des deux infrastructures à l'échelle des territoires. En effet, les sites de production doivent être connectés aux infrastructures de transport d'électricité. Le développement des énergies renouvelables conduit à placer ces équipements dans des zones où l'on peut les raccorder au réseau existant, ou si tel n'est pas le cas à la création de nouvelles infrastructures de transport. En France, la création de 2 000 km de nouvelles lignes à très haute tension serait nécessaire pour répondre conjointement à la modification du parc de production d'électricité et à l'évolution des comportements de consommation (RTE, 2015).

Notre échantillon se compose de 6 277 locations labellisées « Gîtes de France ». L'apposition du label « Gîtes de France » n'est conditionnée que sur les caractéristiques intrinsèques des logements (confort intérieur et extérieur). Cependant, on ne peut exclure le fait que les propriétaires de gîtes s'organisent pour éloigner les infrastructures de leurs logements, afin de maintenir le niveau des prix. A l'échelle des communes, les propriétaires des gîtes voisins peuvent par exemple chercher à influencer les décisions communales lors de l'enquête publique. Si tel est le cas, non seulement les prix des gîtes situés dans un même périmètre géographique peuvent être corrélés entre eux, mais la localisation des infrastructures éoliennes peut être influencée par le niveau de prix de ces différents gîtes. Nous serions alors en présence d'un problème d'autocorrélation spatiale (Le Gallo, 2002). L'estimation de l'impact des nuisances visuelles sur les prix par l'équation hédonique est alors biaisée avec la méthode des moindres carrés ordinaires. Ce biais ne permet pas de déduire des prix hédoniques les pertes de bien-être des touristes. Une approche économétrique spatiale (LeSage et Pace, 2009) permet de tester l'existence de ce type de stratégie, et de contrôler dans l'équation hédonique son effet sur l'estimation des prix implicites des nuisances visuelles liées aux infrastructures de l'énergie.

La suite de l'article se présente comme suit : la section 2 détaille le cadre analytique offert par la méthode des prix hédoniques et les spécificités d'une approche spatiale. Nous présentons ensuite (section 3) notre zone d'étude et les variables utilisées pour mener l'analyse. La section 4 traite des résultats de notre modélisation et la section 5 en propose une discussion.

2. Une approche hédonique des prix des gîtes ruraux

Cette étude mobilise les tarifs de location des gîtes qui sont labellisés « Gîtes de France » pour étudier la perte de valeur d'usage du paysage rural pour les touristes. Le label « Gîtes de France » est un label national géré au niveau de chaque département par une association. Il est destiné aux gîtes dont les propriétaires souhaitent la préservation du patrimoine immobilier dans les zones rurales. Seuls les gîtes situés en milieu rural peuvent bénéficier du label. Le propriétaire doit respecter le cahier des charges défini par l'association départementale, et doit par ailleurs verser une commission annuelle calculée sur la base de son chiffre d'affaires. Pour ces deux raisons, même si la décision finale sur les prix pratiqués incombe au propriétaire, l'association départementale joue un rôle clé dans la coordination du marché et établit une véritable stratégie commerciale.

Le logement constitue une part non-négligeable des dépenses touristiques (Bel et al., 2015). L'application de la méthode des prix hédoniques aux prix des gîtes ruraux en France offre un cadre empirique pour l'évaluation économique des caractéristiques environnementales des territoires ruraux choisis comme lieu de destination par les touristes (Le Goffe, 2000; Mollard et al., 2007; Nelson, 2010; Vanslebrouck et al., 2005). La valeur économique de ces caractéristiques peut donc être lue à travers ces dépenses de logement.

L'utilisation de l'approche hédonique est ancienne (dès 1967 avec les travaux de Griliches). Il faut attendre le modèle proposé par Rosen (1974) pour disposer d'un cadre théorique permettant d'analyser la nature des relations entre les caractéristiques d'un bien et leurs prix hédoniques en situation concurrentielle. Ce modèle nous permet ainsi de dégager les hypothèses testables pour notre analyse empirique. Dans la version originelle proposée par Rosen, le bien considéré est défini par un ensemble de caractéristiques qui lui sont intrinsèques. Les extensions successives ont permis d'introduire des caractéristiques de voisinage (Parsons, 1990) ou d'environnement naturel, telles que les pollutions (Ridker et Henning, 1967) et les aménités (Abelson, 1979).

Dans notre cas d'étude, le gîte sera caractérisé d'un ensemble d'attributs intrinsèques représenté par le vecteur $z = (z_1, z_2, \dots, z_k)$ et deux catégories d'attributs extrinsèques. La première catégorie $A = (A_1, A_2, \dots, A_m)$ est constituée principalement par les caractéristiques d'environnement naturel qui favorisent l'attractivité touristique du gîte et qui sont exogènes (pour lesquels le propriétaire n'aura aucune influence). La deuxième catégorie de variables regroupe les variables censées refléter l'impact des infrastructures de l'énergie sur l'environnement naturel. Ces variables sont représentées par le vecteur $C = (C_1, C_2, \dots, C_n)$. Le prix du bien est donc supposé être une fonction de ces différents attributs : $P = P(z, A, C)$.

Dans la mesure où les prix sont fixés à l'avance et que le choix du demandeur se base sur la consultation d'un catalogue, les prix fournis sont des prix d'offre. Ces prix doivent être corrigés du taux d'occupation des gîtes, pour obtenir les prix de marché. La variable expliquée du modèle est le prix de location hebdomadaire en haute saison affiché dans les catalogues (pour la semaine du 5 au 11 août 2013). Pendant cette période, le taux d'occupation des gîtes atteint 100% et l'on assiste même à une contrainte de capacité. Aussi, l'équilibre du marché permet d'observer les relations suivantes :

- pour une caractéristique intrinsèque, le coût marginal du propriétaire est égal à l'utilité marginale du consommateur et fixe le prix implicite d'équilibre de cette catégorie de caractéristique ;
- pour une caractéristique extrinsèque qui affecte le gîte en tant qu'aménité, le coût marginal du propriétaire est nul. Le coût marginal étant nul, le prix d'offre est nul. Le prix implicite d'équilibre sera ainsi déterminé entièrement du côté de la demande. Il reflète le bénéfice marginal de cette aménité pour le locataire ;
- pour une caractéristique extrinsèque qui affecte le gîte en tant que nuisance, le coût marginal du propriétaire est aussi nul et le prix implicite d'équilibre reflète à la fois le coût marginal de l'offreur et la perte de bien-être pour le locataire.

Ces relations peuvent être testées par la mise en œuvre d'une régression des prix observés du bien différencié sur l'ensemble de ses caractéristiques. Cette régression reproduit les informations que les agents disposent sur le marché et sur la base desquelles ils définissent leur décision (Rosen, 1974, page 50). En optant pour une forme logarithmique du prix, l'équation standard du modèle hédonique s'écrit de la manière suivante :

$$\log(P_i) = \beta + \alpha_k z_{ik} + \gamma_m A_{im} + \delta_n C_{in} + \varepsilon_i \quad (1)$$

où P_i représente le prix de location hebdomadaire du gîte i pour l'ensemble de ses caractéristiques, β la constante de régression, α, γ, δ les coefficients, z_k le vecteur des caractéristiques intrinsèques aux gîtes, A_m le vecteur des caractéristiques d'environnement naturel, C_n les mesures des impacts des infrastructures, et ε le terme d'erreurs.

Cependant, on ne peut exclure le fait que les propriétaires de gîtes engagent des actions collectives pour éloigner les infrastructures de leurs logements, afin de maintenir un certain niveau de prix. Cette stratégie d'acteurs peut se manifester à différentes échelles spatiales. Tout d'abord les associations départementales peuvent jouer un rôle clé dans la défense des intérêts des propriétaires pour éloigner les éoliennes des habitations. Les prix observés au sein d'un territoire peuvent être corrélés par la présence même de cette stratégie collective. De plus, il est aussi probable qu'à une échelle spatiale plus fine, les propriétaires se coordonnent également entre eux. Les prix des gîtes voisins peuvent alors être corrélés entre eux.

Nous serons attentifs à l'analyse de ces effets lors de l'analyse économétrique. Ce type de phénomènes engendre de l'autocorrélation spatiale (Le Gallo, 2002). Dès lors l'estimation du modèle de prix hédonique par la méthode des moindres carrés ordinaires est source de biais d'estimation. Le recours à une approche hédonique spatiale s'impose. Les relations spatiales sont spécifiées en introduisant dans le modèle une matrice de poids (notée $W = [w_{ij}]$) où chaque terme de la matrice reflète l'existence ou non d'interdépendance spatiale entre une observation localisée en un lieu i et les autres observations localisées en d'autres lieux j (Baumont et Legros, 2013).

Le traitement économétrique de l'autocorrélation spatiale distingue deux types de modélisation de ces interdépendances. La première traite les relations d'interaction spatiale entre les prix, qui refléteraient une stratégie entre agents économiques autour de la valeur de cette variable. Pour notre cas de figure, on pourrait penser que les propriétaires qui ont des gîtes à des prix élevés cherchent à maintenir leur niveau de prix. Le prix d'un gîte est alors affecté positivement par les prix des gîtes voisins. On serait donc en présence d'un modèle autorégressif avec variable décalée (modèle SAR) :

$$\log(P_i) = \rho W \log(P_i) + \beta + \alpha_k z_{ik} + \gamma_m A_{im} + \delta_n C_{in} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Mais, l'autocorrélation spatiale peut surtout résulter de l'omission d'une variable traduisant la stratégie collective adoptée par les propriétaires pour éloigner les infrastructures et maintenir leur niveau de prix. L'omission d'une variable explicative importante génère une autocorrélation spatiale des erreurs et nécessite de mettre en place un modèle permettant de la traiter (modèle SEM) :

$$\log(P_i) = \beta + \alpha_k z_{ik} + \gamma_m A_{im} + \delta_n C_{in} + \varepsilon_i \text{ avec } \varepsilon_i = \lambda W \varepsilon_i + u \quad (3)$$

Les paramètres spatiaux ρ de l'équation (2) et λ de l'équation (3) renseignent sur l'ampleur des formes d'interdépendance spatiale. Le pragmatisme conduit à procéder aux tests du multiplicateur de Lagrange appliqués à ces deux formes de dépendance spatiale et leurs versions robustes (*LMLag* et *RLMLag* pour le modèle SAR ; *LMErr* et *RLMErr* pour le modèle SEM). La statistique *LMLag* teste l'hypothèse nulle de l'absence d'autocorrélation spatiale dans la variable dépendante ($\rho=0$). La statistique *LMErr* teste quant à elle l'hypothèse nulle de l'absence d'autocorrélation spatiale des erreurs ($\lambda=0$). Ces tests renseignent quel type de spécification

est à retenir (Anselin et Rey, 1991; Florax et al., 2003; Le Gallo, 2002) étant donné les mécanismes empiriques qui régulent les prix des gîtes étudiés. Cette stratégie est qualifiée de « specific to general ».

3. Les données

3.1. La zone d'étude

Le choix des locations labellisées « Gîtes de France » est apparu évident pour notre étude, ce type d'hébergement étant devenu un symbole du tourisme rural. En 2014, l'ensemble des Gîtes de France ont enregistré 28,7 millions de nuitées (pour environ 60 000 hébergements). La consommation des touristes pendant leur séjour a été estimée à 1,3 milliard d'euros. Cette activité correspond à 31 000 emplois directs et indirects. Les investissements effectués par les propriétaires des gîtes dans l'entretien et la restauration de leurs biens (473,5 millions d'euros) en font des acteurs de l'aménagement du territoire par la réhabilitation du patrimoine bâti (Gîtes de France, 2015).

Notre zone d'étude inclut les régions Bretagne, Pays de la Loire et anciennement Poitou-Charentes (figure 1). L'économie touristique est un secteur important pour ces zones rurales et littorales. Le tourisme y représente une part notable de l'économie régionale : en moyenne 8% du PIB de ces régions et environ 130 000 personnes employées sur l'ensemble de cette zone (en 2014). Les gîtes de notre zone d'étude ont accueilli 1,8 millions de nuitées au total en 2015 (dont 1,1 million pour la Bretagne)². Le catalogue « Gîtes de France » en 2013 répertoriait initialement 7537 gîtes pour cette zone. Après nettoyage de la base de données (données manquantes, valeurs extrêmes), nous arrivons à un échantillon final de 6277 gîtes. La région Bretagne concentre 60,4% des observations, le Poitou-Charentes 20,4%, et les Pays de la Loire 19,1%. Au total, les gîtes de l'échantillon sont structurés en treize associations départementales.

Cette zone a surtout été choisie en fonction du développement du secteur éolien. En 2013, les puissances raccordées sur cette zone d'étude s'élevaient à 782 MW en Bretagne, 535 MW en Pays de la Loire et 325 MW en Poitou-Charentes. De plus, ces trois régions mènent des politiques plutôt ambitieuses en matière d'accueil de l'énergie éolienne. A horizon 2020, les objectifs du développement des capacités de production d'électricité éolienne sont de l'ordre de 1800 MW dans chacune de ces régions (pour un objectif national de 19 000 MW ; RTE, 2015). Nous avons pu récupérer les données concernant 507 éoliennes présentes sur ce territoire.

² Chiffres clés du tourisme pour les régions Bretagne, Poitou-Charentes, Pays de la Loire en 2015.

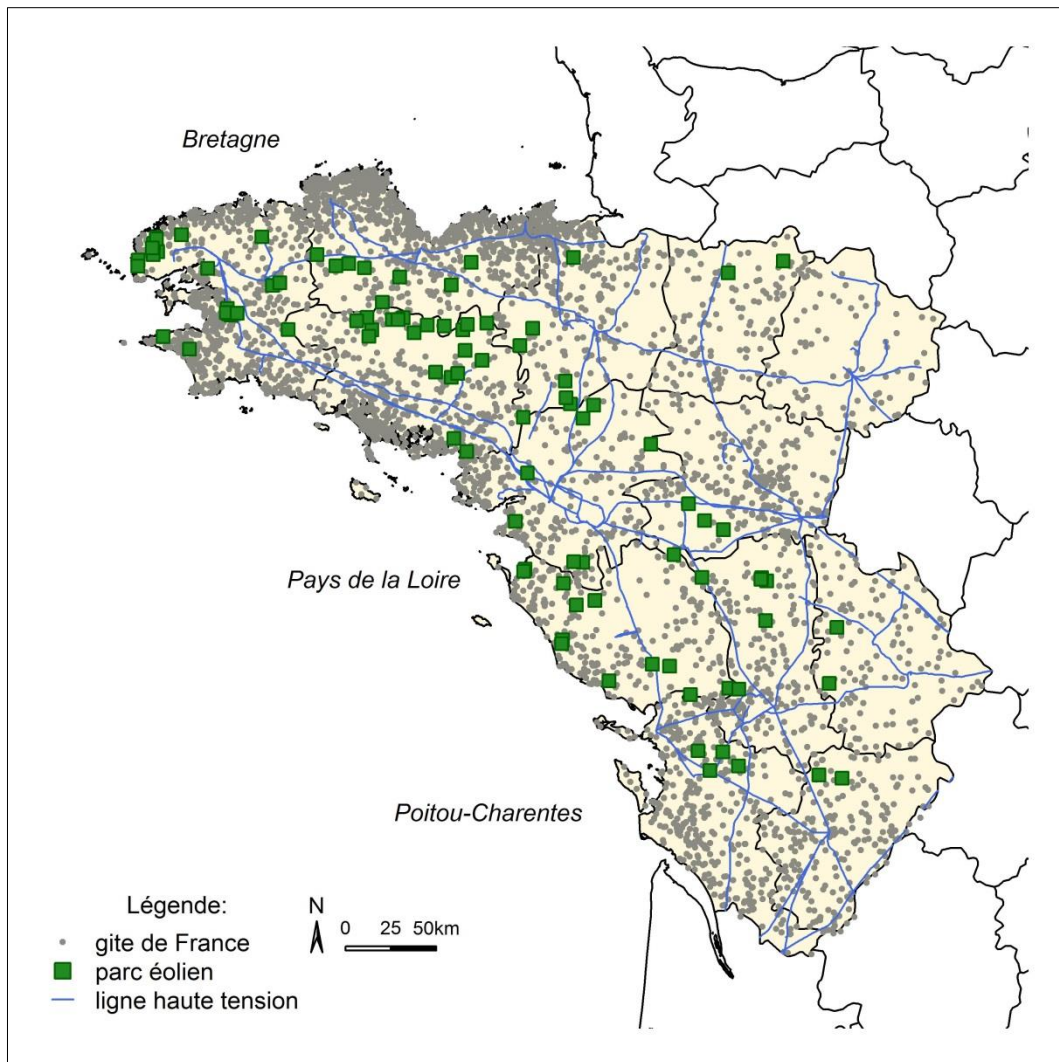


Figure 1. Carte de la zone d'étude

3.2. La variable de prix

Nous n'avons pas pu disposer des données sur les taux d'occupation des gîtes. C'est pourquoi, il a été choisi de n'utiliser que les prix en haute saison estivale pour l'année 2013 (de la semaine du 5 au 11 août). En haute saison, la demande est supérieure à l'offre pour l'ensemble des territoires considérés. Cette contrainte de capacité conduit les propriétaires à pratiquer un prix supérieur au coût marginal. Les tarifs de location en haute saison vont de 180 à 1085 euros la semaine, pour une moyenne de 558 euros. Le tableau 1 détaille les données de prix de gîtes par nombre d'épis.

Confort (nb épis)	Gîtes de France (fréquence)	Prix moyen (euros)	Prix min (euros)	Prix max (euros)
1	144	388,8	180	773
2	1759	480,5	185	1055
3	4173	589,3	240	1085
4	199	725,2	380	1075
5	2	760,0	540	980
Total	6277	558,6	180	1085

Tableau 1. Distribution des prix selon le confort du gîte

3.3. Les mesures des nuisances visuelles liées aux infrastructures énergétiques

L'introduction des variables environnementales dans une équation hédonique pose des difficultés de mesure, quand il s'agit de choisir un indicateur objectif et quantitatif qui soit une bonne approximation des caractéristiques réellement perçues par les individus. En outre, le chercheur dispose rarement d'une mesure physique directe de l'environnement naturel, dont l'influence sur les biens localisés dans l'espace est très difficile à caractériser. L'influence de ces variables dans la régression hédonique peut alors faire l'objet d'une erreur de mesure (Graves et al., 1988). L'information qu'elles apportent peut en effet être éloignée des situations telles qu'elles sont perçues par les individus. Dans le cas des infrastructures de l'énergie, la difficulté de construire des indicateurs précis de visibilité (qui prennent en compte la topographie des terrains) conduit la plupart des travaux à mobiliser la distance à l'infrastructure comme indicateur objectif de la gêne visuelle occasionnée pour les individus.

Dans l'ensemble, les résultats des études montrent d'abord que les prix de marché des biens immobiliers situés à proximité des lignes à haute tension sont relativement plus faibles, même si l'ampleur de la perte varie selon les localités étudiées, la taille de la base de données, et les mesures utilisées. On distingue deux types de travaux. Tout d'abord ceux qui mesurent les impacts des infrastructures par la seule distance de l'habitation aux ouvrages (Bond et Hopkins, 2000; Colwell, 1990; May et al., 2011). Ces études mobilisent souvent de grands échantillons pour lesquels il est difficile d'obtenir des données plus précises de visibilité. Leurs résultats soulignent l'impact négatif de la forte proximité d'une ligne à haute tension, mais montrent que cet impact décroît rapidement et fortement à mesure que la distance augmente. Pour Bond et Hopkins (2000) l'impact devient minime après 100m. La seconde catégorie de travaux adopte une approche micro-spatiale, en travaillant à l'échelle d'une municipalité par exemple. Dans ce cadre, ces travaux disposent d'une mesure plus fine des nuisances visuelles à travers des indicateurs complémentaires à la distance, tels que le degré de visibilité des pylônes ou des transformateurs. Hamilton et Schwann (1995) mobilisent les prix de vente de maisons individuelles (n=12 907) localisées dans quatre quartiers de la ville de Vancouver. Environ 18% de leur échantillon est situé à moins de 200m d'une ligne à haute tension. Ils montrent qu'une maison située à 100m d'une ligne voit sa valeur diminuer de 6,3% si la ligne ou au moins un pylône se trouve dans le champ de vision. Rosiers (2002) s'appuie sur un petit échantillon (507 transactions dans une ville de l'aire urbaine de Montréal) pour constater que la vue d'un ou plusieurs pylônes entraîne une dépréciation des valeurs des biens allant de 5% à 20%. En combinant l'effet de la proximité et de la visibilité, l'auteur montre que la distance critique se situe entre 50m et 100m, et qu'au-delà de 150m, l'effet est quasi-nul. Sims et Dent (2005) trouvent qu'une propriété située à moins de 100m d'une ligne connaît également une baisse de valeur de 6% à 17,7%. La vue d'un pylône diminue le prix de 7,1% à 14,4%.

Pour le cas de l'éolien, la littérature est encore très récente. La plupart des travaux mobilisent les données de transactions résidentielles ou foncières dans un périmètre prédéfini autour des parcs éoliens, et combinent des variables de proximité et de visibilité. L'effet dépréciatif des éoliennes sur les prix ne fait pas consensus. Plusieurs travaux montrent que les éoliennes n'affectent pas le prix des biens immobiliers situés à proximité (Hoen, 2006; Hoen et al., 2011, 2014; Sims et al., 2008; Vyn et McCullough, 2014). A l'inverse, Heintzelman et Tuttle (2012) n'utilisent que des variables de distance, et notamment des variables binaires pour mesurer l'effet des ouvrages. Leur modèle à effets fixes révèle un impact négatif et significatif sur les prix des propriétés situées près des sites éoliens. Pour Sunak et Madlener (2015) la proximité des éoliennes a un effet négatif sur les propriétés avoisinantes, et des régressions locales mettent en avant le rôle de la visibilité comme principal facteur de l'impact mesuré par la variable de distance.

Ainsi la variable « distance » n'étant significative que pour des situations de proximité immédiate, il est intéressant de pouvoir disposer d'un autre type d'indicateur. En complément de la distance, certains auteurs utilisent une variable mesurant la densité d'infrastructures présentes sur un territoire (e.g. Boxall et al., 2005). Cette variable apparaît adaptée aux infrastructures énergétiques, qui sont implantées simultanément en nombre (pour former des parcs éoliens ou un réseau de transport de l'électricité). La seule étude de (Vyn et McCullough

(2014) qui teste l'impact du nombre d'éoliennes autour des habitations (dans des rayons de 2 et 5 km) n'a pas trouvé de résultat significatif.

Compte tenu de la nature de notre base de données, un grand échantillon réparti sur un périmètre spatial très large, les variables construites pour mesurer les impacts des infrastructures énergétiques sont la distance et la densité (présentées dans le tableau 2). Nous avons opté pour introduire les distances à l'infrastructure sous forme logarithmique. La transformation logarithmique permet ici de normaliser la distribution des observations qui pour une grande majorité se trouvent forcément plus éloignées des infrastructures. En effet, dans notre échantillon, la moitié des gîtes est située à plus de 20,5 km de l'éolienne la plus proche, et à plus de 9,8 km de la ligne à haute tension la plus proche. Seulement, 417 gîtes sont situés à moins d'un kilomètre d'une ligne (9 seulement à moins d'un kilomètre d'une éolienne). A côté de la variable de distance, nous avons choisi de mesurer le nombre d'éoliennes ainsi que la longueur de lignes à haute tension dans un rayon de 10 km autour de chaque gîte. Au final, 20% des gîtes de notre échantillon ont au moins une éolienne présente dans ce rayon, et la moitié une ligne à haute tension. En outre, 622 gîtes sont confrontés aux deux infrastructures électriques.

Variables	Description (unité)	Source	Moy	Ecart-type	Méd	Min	Max
dLigne	ligne à haute tension la plus proche (km)	IGN (2013)	11,4	8,9	9,8	0,1	51,1
lignes 10km	longueur de lignes à haute tension dans un rayon de 10 km (km)	IGN (2013)	7,1	8,0	1,1	0,0	19,9
dEolienne	éolienne la plus proche (km)	The Wind Power (2013)	24,2	16,3	20,5	0,5	101,2
eoliennes 10km	nombre d'éoliennes dans un rayon de 10 km	The Wind Power (2013)	1,8	4,7	0,0	0,0	42,0

Tableau 2. Variables utilisées pour mesurer les nuisances visuelles des infrastructures énergétiques

3.4. Les autres variables de contrôle

L'application de la méthode des prix hédoniques aux tarifs des locations de vacances distinguent deux autres catégories de variables explicatives qui ont une influence sur les prix. Les variables intrinsèques sont constituées par la capacité d'accueil, le niveau de confort, et les services supplémentaires comme l'accueil des animaux domestiques, la présence d'une piscine, ou l'accès à internet. Ces données sont issues du catalogue Gîtes de France de l'année 2013. Les attributs extrinsèques qui présentent les caractéristiques d'aménités intègrent :

- la situation géographique du gîte qui renseigne sur son attractivité à travers trois variables : la distance au littoral, la distance à Paris et les conditions climatiques (jours de précipitations en juillet, température moyenne annuelle) ;
- l'écrin paysager mesuré par la proportion de surface forestière et de surface agricole à l'échelle communale ;
- et enfin la proximité du gîte à des services collectifs (magasins), aux équipements de loisirs, et l'accès à des sites touristiques.

Variables	Description (unité)	Source	Moy (*nb)	Ecart-type (*=%)	Méd	Min	Max
Intrinsèques :							
capacité	nombre de personnes que peut accueillir le gîte	Gîtes de France (2013)	4,8	1,8	4	1	18
capacité/chambre	nombre de personnes par chambre	Gîtes de France (2013)	2,1	0,5	2	1	6
confort	nombre d'épis attribué par le label	Gîtes de France (2013)	2,7	0,6	3	1	5
animaux (=1)	animaux domestiques tolérés, 0 autrement	Gîtes de France (2013)	*3296	*52,5			
piscine (=1)	présence d'une piscine, 0 autrement	Gîtes de France (2013)	*434	*6,9			
internet (=1)	accès à internet, 0 autrement	Gîtes de France (2013)	*1730	*27,6			
Localisation :							
dMer	distance à la mer (km)	IGN (2013)	28,2	39,7	8,2	0,04	188,6
dParis	distance à Paris (km)	IGN (2013)	386,2	73,1	393,3	138,5	550,5
Accès aux services							
dPatrimoine	site touristique le plus proche (km)	Guide Vert Michelin (2012)	10,4	7,2	8,8	0,0	43,5
sites 30km	nombre de sites touristiques dans un rayon de 30 km	Guide Vert Michelin (2012)	20,3	15,4	18,0	0,0	92,0
magasins (=1)	présence de magasins dans la commune du gîte, 0 autrement	Base Permanente des Equipements (2009)	*5561	*88,6			
loisirs (=1)	présence d'équipements de loisirs dans la commune, 0 autrement	Base Permanente des Equipements (2009)	*6110	*97,3			
Climat :							
tmo	température moyenne annuelle dans la commune (°C)	Joly et al. (2010)	11,7	0,6	11,6	10,0	13,4
pje	jours de précipitations en juillet sur la commune	Joly et al. (2010)	7,0	0,8	6,8	5,4	10,3
Paysage :							
surface foret	part de surface forestière dans la commune	Corine Land Cover (2006)	11,1	11,3	8,1	0,0	82,0
surface agri	part de surface agricole dans la commune	Corine Land Cover (2006)	78,2	17,1	82,9	0,0	100

Tableau 3. Autres variables retenues pour l'analyse

Le tableau 3 résume les statistiques descriptives de ces différentes variables ainsi que les sources des données pour l'ensemble de l'échantillon. En moyenne, un gîte de notre échantillon peut accueillir 5 personnes et est classé 3 épis. La présence d'animaux domestiques est en majorité tolérée. 27% des gîtes ont une piscine et seulement 7% proposent un accès à internet. La moitié des gîtes se trouvent à moins de 10 km du littoral. Notre zone d'étude concentre un patrimoine important, avec une vingtaine de sites d'intérêts en moyenne à proximité des gîtes, et une dizaine de kilomètres à parcourir pour atteindre le site le plus proche. Presque toutes les communes accueillant un gîte proposent des équipements de loisirs et de services. Les gîtes de notre échantillon sont en grande majorité situés sur des territoires agricoles (en moyenne 78% des surfaces communales sont constituées de surfaces agricoles).

3.5. Les matrices de voisinage

Afin d'étudier le phénomène d'interdépendance spatiale, nous avons construit trois matrices de poids selon des critères de voisinage différents (cf. tableau 4 pour plus de détails) :

- une matrice des 10 plus proches voisins : celle-ci assure pour chaque observation le même nombre d'interdépendances. Les dix plus proches voisins sont situés en moyenne dans un périmètre de 5,7 km, mais on observe de fortes variations au sein de l'échantillon (le dixième voisin est ainsi situé dans un intervalle allant de 600 m à 32 km) ;
- une matrice de distance de 10 km : cette spécification induit un nombre de voisins différents pour chaque observation. En moyenne une observation a 55 voisins à cette distance ;
- une matrice de distance de 25 km : cette matrice assure à chaque observation d'avoir au moins un voisin, mais dans le même temps elle impose à de nombreux gîtes un nombre de voisins très élevé (50% des gîtes ont 176 voisins avec cette distance, et 608 au maximum).

Dans chacune de ces matrices, un poids plus important est donné aux observations les plus proches (Baumont et Legros, 2013; Maslianskaia-Pautrel et Baumont, 2013).

Matrice	(Unité)	Moy	Méd	Min	Max
10 voisins	(km)	5,7	4,8	0,6	32,1
10 km	(nb)	54,7	35,0	0,0	234,0
25 km	(nb)	215,9	176,0	1,0	608,0

Tableau 4. Statistiques descriptives des voisinages retenus

4. Résultats

4.1. Une équation hédonique spatiale sans effets fixes départementaux

Nous avons commencé par estimer notre équation de prix sans les effets fixes départementaux. La variable de prix a été transformée sous forme logarithmique. Cette transformation a pour effet de normaliser la distribution des prix au sein de laquelle les valeurs plus faibles restent très rares. Les résultats de l'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) se trouvent dans la colonne (1) du tableau 5. Le test statistique effectué à partir de l'Indice de Moran pour la variable de prix se révèle positif et significatif pour chacune des trois matrices de poids (voir tableau 8 en annexe pour le détail), indiquant que les prix de gîtes voisins tendent à se ressembler. En effet au regard de ce test, il n'y a pas de doute que les prix des gîtes ruraux élevés (par rapport aux prix faibles) tendent à se concentrer dans de mêmes localités géographiques. Nous calculons également l'Indice de Moran sur les résidus de la régression MCO (Moran, 1950) et les statistiques sont toutes positives et significatives pour les trois matrices de poids utilisées. Par ailleurs le test de Breusch-Pagan révèle l'hétéroscédasticité des erreurs, ce qui n'est pas étonnant compte tenu de la présence d'une dépendance spatiale (ligne « BP test » dans le tableau 5). Dans ce contexte, l'estimation par les MCO est biaisée car en présence d'autocorrélation spatiale, les estimateurs MCO ne sont ni convergents ni efficaces (Le Gallo, 2002).

Afin de déterminer le modèle spatial à utiliser pour corriger les différents biais engendrés par ce phénomène d'autocorrélation spatiale, nous pouvons comparer les résultats et les niveaux de significativité des tests du multiplicateur de Lagrange et leurs versions robustes. En suivant les règles de décision proposées par la littérature (Anselin et Rey, 1991; Florax et al., 2003; Le Gallo, 2002), nous déduisons qu'il faut estimer notre modèle hédonique en introduisant la dépendance spatiale dans le terme d'erreur (modèle SEM, équation 3). En effet, lorsque les deux tests LM sont significatifs (voir tableau 8 en annexe), il faut regarder les résultats des tests robustes et comparer les niveaux de significativité ainsi que les valeurs de chaque statistique. Ici seul le test

*RLM*Err est significatif, et ce pour chaque matrice de poids (tests basés sur une loi du chi-deux à un degré de liberté).

Variables	MCO (log-log)	GM 10 voisins	GM 10 km	GM 25 km
	(1)	(2)	(3)	(4)
constante	4,5164 ***	4,4615 ***	4,3933 ***	4,4085 ***
capacité	0,0885 ***	0,0892 ***	0,0890 ***	0,0891 ***
capacité/chambre	-0,0357 ***	-0,0360 ***	-0,0363 ***	-0,0365 ***
confort	0,1614 ***	0,1660 ***	0,1671 ***	0,1676 ***
animaux	-0,0152 ***	-0,0130 ***	-0,0131 ***	-0,0114 ***
piscine	0,2712 ***	0,2667 ***	0,2671 ***	0,2695 ***
internet	0,0428 ***	0,0396 ***	0,0395 ***	0,0406 ***
ln(dMer)	-0,0639 ***	-0,0629 ***	-0,0598 ***	-0,0585 ***
ln(dParis)	0,1759 ***	0,1925 ***	0,2083 ***	0,2006 ***
ln(dPatrimoine)	-0,0068 ***	-0,0053 *	-0,0051 *	-0,0046 *
sites 30km	0,0007 ***	0,0009 ***	0,0011 ***	0,0012 ***
magasins	0,0213 ***	0,0112	0,0104	0,0098
loisirs	0,0364 ***	0,0259 *	0,0303 **	0,0192
tmo	0,0363 ***	0,0310 ***	0,0253 ***	0,0200 **
pje	-0,0338 ***	-0,0371 ***	-0,0360 ***	-0,0261 ***
surface foret	-0,0012 ***	-0,0010 ***	-0,0010 ***	-0,0010 ***
surface agri	-0,0022 ***	-0,0020 ***	-0,0019 ***	-0,0018 ***
ln(dLigne)	0,0062 **	0,0071 **	0,0081 **	0,0065 *
ln(dEolienne)	-0,0070 *	-0,0019	0,0009	0,0086
lignes 10km	-0,0002	-0,0002	-0,0001	-0,0002
eoliennes 10km	-0,0027 ***	-0,0017 **	-0,0014 *	0,0002
R ²	0,71			
AIC	-5377,65			
Log-likelihood	2710,82			
BP test	99,39 ***			
Lambda (λ)		0,3584	0,4178	0,5753

Significativité : *** 1%, ** 5%, * 10%.

Tableau 5. Estimation de l'équation de prix hédoniques sans effets fixes départementaux

Nous avons par conséquent procédé à l'estimation de l'équation hédonique en tenant compte de la présence d'autocorrélation spatiale des erreurs avec la méthode des moments généralisée (Kelejian et Prucha, 1999), qui est plus adaptée aux calculs matriciels pour des échantillons de grande taille que la méthode du maximum de vraisemblance (Bell et Bockstael, 2000). En outre, la méthode des moments généralisée reste plus flexible car elle n'impose pas que l'hypothèse de normalité des résidus soit satisfaite (Bell et Bockstael, 2000; Kelejian et Prucha, 1999). Les résultats des estimations de l'équation hédonique spatiale avec les trois matrices de poids sont présentés dans le tableau 5 (colonnes 2 à 4).

Nous pouvons constater à la lecture de ces résultats que lorsque l'on corrige le modèle de l'autocorrélation spatiale des erreurs, le paramètre λ qui témoigne de la force du phénomène spatial pris en compte, est positif et significatif dans chacune des estimations. L'influence de ce phénomène spatial sur l'équation de prix est la plus importante quand on considère le voisinage au sein d'un rayon de 25 km. La valeur des coefficients et leur significativité restent très stables d'une équation à l'autre sauf pour la variable de distance à l'éolienne qui devient non significative avec les estimations spatiales.

4.2. Une équation hédonique spatiale avec effets fixes départementaux

D'une manière générale, l'autocorrélation des erreurs provient de l'omission de variables explicatives importantes (Bell et Bockstael, 2000; Le Gallo, 2002; LeSage et Pace, 2009). Dans notre cas, il peut s'agir de l'influence des associations départementales dans la coordination des prix et la défense des intérêts des propriétaires. Nous réitérons alors nos estimations économétriques, en intégrant cette fois-ci des effets fixes départementaux. Les résultats de l'estimation de l'équation par les MCO sont présentés dans le tableau 6 (colonne 1, page suivante). Nous pouvons constater à la lecture de ces résultats que l'ensemble des effets fixes départementaux sont significatifs. Par ailleurs le R^2 passe de 0,71 à 0,73. Ces résultats ne sont pas très étonnants. Ils révèlent le fait que la coordination des prix des gîtes portée par les associations départementales se traduit bien par un différentiel de prix d'un département à l'autre. La significativité des caractéristiques intrinsèques des gîtes et des aménités reste quasi-identique avec celle obtenue par le modèle précédent. En revanche, les variables de localisation géographique (distance à Paris, température moyenne et précipitations) ne sont plus significatives. On peut constater enfin que l'influence de la distance à l'éolienne sur le prix redevient significative.

Nous procédons de nouveau aux tests de présence d'autocorrélation spatiale dans les résultats de cette nouvelle équation hédonique. Les différentes statistiques de tests (voir tableau 9 en annexe) montrent que l'on est encore en présence d'une autocorrélation spatiale des erreurs. Nous estimons le modèle de l'équation hédonique des prix des gîtes avec la méthode des moments généralisée, en utilisant successivement les trois matrices de poids (tableau 6, colonnes 2 à 4). L'équation de prix hédonique pour les gîtes ruraux serait donc une équation de prix corrigée de l'autocorrélation spatiale des erreurs qui révèle qu'un problème de variables omises persiste. L'influence de ces variables omises sur les prix est identique pour un ensemble de gîtes voisins jusque dans un rayon de 25 km. Ce résultat vient corroborer notre hypothèse selon laquelle le prix d'un gîte peut bénéficier également d'une stratégie spécifique menée par les propriétaires de gîtes voisins. Nous retenons ces dernières estimations et notamment celle effectuée à partir de la matrice de poids de 25 km pour l'analyse et le commentaire des résultats.

4.3. Evaluation des prix implicites

La lecture des résultats des estimations présentées dans le tableau 6 montre que le prix de base d'un gîte (en référence à la constante de la régression) est environ de 277€ par semaine. D'une manière générale, les gîtes localisés dans les autres départements que celui de la Loire-Atlantique (notre référence) sont largement moins chers car l'ensemble des effets fixes départementaux sont significatifs et négatifs. Afin d'interpréter les résultats des estimations pour les caractéristiques des locations, le calcul de leur prix implicite et leur interprétation seraient plus éclairants. La variable prix ayant été introduite sous forme logarithmique, les coefficients donnent une indication de la variation du prix en termes de pourcentage, quand les variables explicatives varient d'un niveau. Nous évaluons alors à partir des coefficients des variables significatives (colonne 4 du tableau 6) les prix implicites des caractéristiques. Nous nous appuyons sur le prix moyen d'un gîte trois épis, qui avoisine 589€ par semaine (un gîte de niveau de confort intermédiaire et qui représente les deux tiers de notre échantillon).

Variables	MCO (log-log) (1)	GM 10 voisins (2)	GM 10 km (3)	GM 25 km (4)
constante	5,6760 ***	5,6364 ***	5,5905 ***	5,6228 ***
<u>Dépt (réf : Loire Atlantique) :</u>				
Charente	-0,1436 ***	-0,1392 ***	-0,1371 ***	-0,1300 ***
Charente Maritime	-0,0972 ***	-0,0908 ***	-0,0904 ***	-0,0768 ***
Cotes d'Armor	-0,1495 ***	-0,1519 ***	-0,1538 ***	-0,1559 ***
Finistère	-0,1768 ***	-0,1750 ***	-0,1745 ***	-0,1725 ***
Ille et Vilaine	-0,2194 ***	-0,2132 ***	-0,2099 ***	-0,2026 ***
Maine et Loire	-0,1871 ***	-0,1868 ***	-0,1871 ***	-0,1891 ***
Mayenne	-0,2622 ***	-0,2528 ***	-0,2531 ***	-0,2415 ***
Morbihan	-0,0938 ***	-0,0937 ***	-0,0950 ***	-0,0991 ***
Sarthe	-0,3424 ***	-0,3358 ***	-0,3368 ***	-0,3448 ***
Deux Sèvres	-0,0874 ***	-0,0864 ***	-0,0866 ***	-0,0925 ***
Vendée	-0,0522 ***	-0,0477 ***	-0,0454 ***	-0,0531 ***
Vienne	-0,2118 ***	-0,2088 ***	-0,2121 ***	-0,2134 ***
capacité	0,0888 ***	0,0893 ***	0,0892 ***	0,0892 ***
capacité/chambre	-0,0380 ***	-0,0373 ***	-0,0375 ***	-0,0376 ***
confort	0,1687 ***	0,1693 ***	0,1699 ***	0,1698 ***
animaux	-0,0080 **	-0,0093 **	-0,0096 **	-0,0093 **
piscine	0,2688 ***	0,2668 ***	0,2673 ***	0,2687 ***
internet	0,0357 ***	0,0361 ***	0,0363 ***	0,0379 ***
ln(dMer)	-0,0672 ***	-0,0663 ***	-0,0638 ***	-0,0636 ***
ln(dParis)	0,0012	0,0318	0,0495	0,0535
ln(dPatrimoine)	-0,0111 ***	-0,0097 ***	-0,0093 ***	-0,0081 ***
sites 30km	0,0014 ***	0,0014 ***	0,0015 ***	0,0014 ***
magasins	0,0154 **	0,0099	0,0105	0,0113 *
loisirs	0,0234 *	0,0213	0,0253 *	0,0195
tmo	0,0099	0,0006	-0,0049	-0,0089
pje	0,0028	-0,0051	-0,0071	-0,0080
surface foret	-0,0012 ***	-0,0011 ***	-0,0010 ***	-0,0011 ***
surface agri	-0,0020 ***	-0,0019 ***	-0,0019 ***	-0,0019 ***
ln(dLigne)	0,0066 **	0,0069 **	0,0073 **	0,0060 *
ln(dEolienne)	0,0137 ***	0,0155 ***	0,0167 ***	0,0168 ***
lignes 10km	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002
eoliennes 10km	0,0001	0,0004	0,0004	0,0009
R ²	0,73			
AIC	-5857,34			
Log-likelihood	2962,67			
BP test	161,56 ***			
Lambda (λ)		0,2787	0,3207	0,4529

Significativité : *** 1%, ** 5%, * 10%.

Tableau 6. Estimation de l'équation de prix hédoniques avec effets fixes départementaux

Des gîtes valorisés avant tout pour leur confort

La valeur locative d'un gîte dépend avant tout des caractéristiques intrinsèques du logement. L'amélioration du confort, qui se traduit par un épi supplémentaire pour un gîte de 3 épis, est évaluée à 100€ par semaine. Le prix d'un lit pour une personne supplémentaire est de 53€ par semaine. Le surprix à payer du fait de la présence d'une piscine avoisine 182€ par semaine. Enfin dans les territoires ruraux, l'accès à internet est valorisé à hauteur de 23€ par semaine.

La valorisation des aménités

La localisation des gîtes est un facteur d'attractivité, et d'une manière générale en période estivale, la proximité du littoral est assez recherchée. Les touristes qui choisissent de loger dans un gîte classé 3 épis sont disposés à payer environ 37€ supplémentaires par semaine pour bénéficier d'un gîte situé à 1 km du littoral plutôt qu'à 2 km. En revanche, on constate une valorisation limitée pour les autres aménités. Ainsi le consentement à payer des locataires d'un gîte 3 épis se trouvant à 2 km d'un site patrimonial est seulement de 5€ par semaine pour se rapprocher d'1 km de ce même site. Les touristes sont prêts à payer 0,8€ pour bénéficier d'un site touristique supplémentaire dans un rayon de 30 km. Ils sont également prêts à déboursier 7€ pour disposer d'un magasin dans leur commune de séjour. En définitive, le coût de transport pour accéder aux sites touristiques et aux services reste très faible, le consentement à payer pour bénéficier d'une location qui soit plus proche de ces différentes aménités étant très faible. Enfin, on constate que dans les territoires ruraux dont les usages du sol sont déjà dominés par les usages agricoles (l'agriculture occupe 78% des surfaces communales en moyenne), l'extension des surfaces agricoles est valorisée négativement par les touristes (à hauteur d'1€ par semaine pour 1% de surface supplémentaire). Ce résultat a été mis en évidence par des travaux précédents (Le Goffe, 2000; Vanslebrouck et al., 2005) notamment dans les territoires dont les usages du sol sont dominés par les cultures fourragères (par exemple la maïsiculture). La présence de la forêt est aussi valorisée négativement. Ce résultat est aussi conforme avec les résultats d'études précédentes. Les forêts sont recherchées pour la pratique récréative, mais elles sont moins valorisées à côté des habitations car elles encombrant le paysage (Garrod et Willis, 1992). Il faut néanmoins souligner que le montant des consentements à payer marginaux reste faible (environ 0,6€ par semaine).

Des coûts externes différenciés pour les infrastructures de l'énergie

L'estimation d'un modèle hédonique spatial permet de détecter un effet négatif et significatif (quelle que soit la matrice de poids) de la proximité des lignes à haute tension sur les prix des gîtes, et de la proximité à l'éolienne. En outre, c'est bien la proximité des ouvrages qui se révèle être le facteur le plus impactant puisque la densité du réseau et des éoliennes n'est pas significative dans nos modèles.

Le signe positif des coefficients devant la variable $\ln(dLigne)$ signifie que les touristes cherchent à louer des gîtes qui sont éloignés d'une ligne électrique. On note cependant que plus de la moitié des gîtes sont déjà situés à plus de 9,8 km d'une ligne à haute tension. A cette distance, le consentement à payer des touristes (qui logent dans un gîte noté 3 épis) pour s'éloigner d'1 km supplémentaire n'est que de 36 centimes d'euros. Il est surtout intéressant de regarder les effets sur les prix dans un couloir resserré autour des lignes. Le consentement à payer d'un groupe de touristes est ainsi de 3,5€ par semaine pour être situé dans un gîte 3 épis à 200 m d'une ligne (en comparaison d'un même gîte situé à 100 m). Les touristes sont disposés à payer 1,8€ supplémentaires pour à nouveau s'éloigner de 100 m (être situé à 300 m plutôt qu'à 200 m). La valeur du consentement à payer marginal décroît rapidement dans un périmètre d'un kilomètre autour d'une ligne, comme nous pouvons le constater à la lecture du tableau 7. Nous pouvons estimer le consentement à payer des touristes pour éviter ce périmètre à environ 31,8 € par semaine (pour être logé dans un gîte 3 épis à 1 km d'une ligne plutôt qu'à 100m).

CAP pour s'éloigner d'une ligne (par pas de 100 m)		CAP pour s'éloigner d'une éolienne (par pas de 500 m)	
Distance (en km)	CAP marginal (€)	Distance (en km)	CAP marginal (€)
de 0,1 à 0,2	3,54	de 0,5 à 1	9,88
de 0,2 à 0,3	1,77	de 1 à 1,5	4,94
de 0,3 à 0,4	1,18	de 1,5 à 2	3,29
de 0,4 à 0,5	0,88	de 2 à 2,5	2,47
de 0,5 à 0,6	0,71	de 2,5 à 3	1,98
de 0,6 à 0,7	0,59	de 3 à 3,5	1,65
de 0,7 à 0,8	0,51	de 3,5 à 4	1,41
de 0,8 à 0,9	0,44	de 4 à 4,5	1,23
de 0,9 à 1	0,39	de 4,5 à 5	1,10
CAP pour passer de 100 m à 1 km : 31,82€		CAP pour passer de 1 à 5 km : 39,51€	

Tableau 7. Consentements à payer marginaux pour bénéficier d'un gîte de 3 épis plus éloigné des infrastructures

Le signe positif des coefficients devant la variable $\ln(dEolienne)$ signifie également que les touristes cherchent à louer des gîtes qui sont éloignés d'un parc éolien. On note cependant que plus de la moitié des gîtes sont déjà situés à plus de 20 km d'une éolienne. A cette distance, le consentement à payer pour s'éloigner d'1 km supplémentaire n'est que de quelques centimes d'euros (0,5€). De même que pour les lignes à haute tension, il est nécessaire de regarder les effets sur les prix dans un périmètre plus resserré autour des éoliennes. Ainsi le consentement à payer marginal des touristes est de 9,9€ par semaine pour louer un gîte (classé 3 épis) à 1 km d'une éolienne (en comparaison du même gîte situé à 500 m, qui est la distance minimale d'un logement à une éolienne en France). La valeur du consentement à payer marginal décroît rapidement au-delà de 2 km comme nous pouvons le voir avec le tableau 7. Le consentement à payer des touristes souhaitant s'éloigner plus sensiblement des éoliennes (c'est-à-dire se situer à 5 km plutôt qu'à 1 km) peut être estimé à environ 39,5€ par semaine.

5. Discussion et conclusion

En définitive, les gîtes de notre échantillon sont relativement éloignés des infrastructures de production et de transport d'électricité. La majorité des touristes n'est pas confrontée à ces infrastructures dans leur environnement immédiat. Cela ne veut pas dire pour autant que ces infrastructures n'engendrent pas de nuisances. Nos résultats montrent que les rares gîtes situés à forte proximité des lignes à haute tension ont un tarif de location hebdomadaire en haute saison plus faible. Il en est de même des gîtes qui se trouvent à proximité d'un parc éolien. Notre étude montre cependant que la valeur du consentement à payer marginal reste très faible et décroît rapidement. En moyenne, la perte de valeur d'usage d'un paysage rural traversé par une ligne à haute tension qui vient encombrer la vue depuis une location de vacances peut être estimée à environ 31,8€ par semaine (pour un ménage séjournant dans un gîte 3 épis situé à moins d'1 km). La perte de la valeur d'usage d'un paysage rural qui accueille des éoliennes venant aussi dégrader la vue depuis une location (située à moins de 5 km) peut être évaluée actuellement à 39,5€ par semaine. La durée de séjour est en moyenne une semaine complète dans ces hébergements de qualité (Gîtes de France, 2015). On peut alors considérer que les valeurs calculées à la semaine correspondent aussi à la perte annuelle par ménage. Les valeurs peuvent apparaître surprenantes. Cependant, en termes d'ordre de grandeur, elle est comparable à la valeur avancée par Moran et Sherrington (2007) à partir d'un cas d'étude écossais appliquant la méthode de transfert des bénéfiques. Les auteurs évaluent le consentement à payer des touristes pour éloigner de leur vue des éoliennes impactant

fortement le paysage à 15,7£ (soit l'équivalent de 20€ en 2016 par visiteur adulte et par an ou l'équivalent de 40€ pour un ménage type composé de deux adultes et deux enfants).

Au-delà des chiffres, ces résultats peuvent alimenter les discussions autour de l'impact potentiel du développement de l'éolien et des lignes à haute tension dans des régions rurales à plusieurs égards. Les infrastructures de l'énergie entraînent bien une perte de valeur d'usage pour les touristes qui se rendent dans les territoires ruraux. La perte de valeur d'usage liée aux lignes à haute tension semble être plus faible que pour le cas de l'éolien, si l'on se base sur les gîtes qui sont actuellement localisés jusqu'à 1 km d'une ligne à haute tension (au nombre de 417, soit 6,6% de l'échantillon), et des gîtes localisés dans un rayon de 5 km d'un parc éolien (qui représentent 385 observations, soit 6,1% de l'échantillon). Une caractéristique importante de la méthode des prix hédoniques est qu'elle considère uniquement les valeurs d'usage, à partir des comportements observés et pour un marché à l'équilibre. Dans ce cadre, l'évaluation de la perte de bien-être des touristes tient compte de leurs préférences paysagères (qui semblent mieux tolérer la proximité des lignes à haute tension que celle des éoliennes) mais aussi de la cartographie de l'offre. Autrement dit, comme une part non négligeable des gîtes est déjà éloignée des infrastructures, les touristes sont assez peu contraints pour trouver un lieu d'habitation qui ne serait pas à proximité d'une ligne à haute tension ou d'une éolienne. Ils ne seraient donc pas obligés de surenchérir pour accéder à un gîte qui n'est pas à proximité immédiate de ces infrastructures. Cet état de fait alimente par ailleurs une stratégie des associations départementales qui arrivent facilement à maintenir des prix de location assez élevés pour l'ensemble des gîtes labellisés « Gîte de France » et ainsi limiter l'impact de la proximité aux éoliennes pour les gîtes qui en sont les plus proches.

Par ailleurs, étant donné que la méthode des prix hédoniques ne révèle que les valeurs d'usage, les évaluations que nous disposons peuvent être limitées pour accompagner les décisions publiques en matière de localisation des infrastructures de l'énergie dans les territoires ruraux. Cette méthode ne donne aucune indication sur les valeurs de préservation des paysages naturels dans ces territoires, qui peuvent se révéler également aussi importantes que leur valeur d'usage (Bergmann et al., 2008). Il y a donc un risque à localiser les infrastructures éoliennes notamment dans des endroits de plus en plus éloignés des lieux d'habitation et qui ne sont pas des espaces classés, mais dont les pertes en termes de valeur de non-usage (biodiversité, préservation des espaces naturels) peuvent se révéler largement plus importantes. Les rares applications de la méthode des préférences déclarées pour l'évaluation de ces valeurs de préservation pour accompagner les choix de localisation des parcs éoliens terrestres s'appuient sur des arbitrages entre des types de paysages (e.g. montagnes, plaine, en mer dans l'étude de Ek et Persson, 2014). L'arbitrage entre la localisation des éoliennes et les enjeux de conservation associés aux paysages a été étudié par Meyerhoff et al. (2010), mais néglige cependant la valeur d'usage. Une réflexion qui tient compte à la fois des valeurs d'usage et de non-usage n'a pas encore été menée à ce jour et peut faire l'objet de recherches futures. La problématisation de la répartition spatiale des nouvelles éoliennes (et des infrastructures de transport d'électricité nécessaires à leur fonctionnement) doit tenir compte de leurs différents coûts externes et rendre explicite la nature des arbitrages entre ces différents coûts, pour mieux définir les mesures d'accompagnement de ces infrastructures. Les coûts sociaux ne se limitent pas uniquement aux externalités mesurées soit en termes de valeurs d'usage, soit en termes de valeurs de non-usage, mais bien au cumul des deux.

Bibliographie

- Abelson, P.W. (1979). Property prices and the value of amenities. *J. Environ. Econ. Manag.* 6, 11–28.
- Anselin, L., and Rey, S. (1991). Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models. *Geogr. Anal.* 23, 112–131.
- Baumont, C., and Legros, D. (2013). Nature et impacts des effets spatiaux sur les valeurs immobilières. *Rev. Économique Vol. 64*, 911–950.

- Bel, F., Lacroix, A., Lyser, S., Rambonilaza, T., and Turpin, N. (2015). Domestic demand for tourism in rural areas: Insights from summer stays in three French regions. *Tour. Manag.* 46, 562–570.
- Bell, K.P., and Bockstael, N.E. (2000). Applying the Generalized-Moments Estimation Approach to Spatial Problems Involving Micro-Level Data. *Rev. Econ. Stat.* 82, 72–82.
- Bergmann, A., Colombo, S., and Hanley, N. (2008). Rural versus urban preferences for renewable energy developments. *Ecol. Econ.* 65, 616–625.
- Bond, S., and Hopkins, J. (2000). The Impact of Transmission Lines on Residential Property Values: Results of A Case Study in a Suburb of Wellington, Nz. *Pac. Rim Prop. Res. J.* 6, 52–60.
- Boxall, P.C., Chan, W.H., and McMillan, M.L. (2005). The impact of oil and natural gas facilities on rural residential property values: a spatial hedonic analysis. *Resour. Energy Econ.* 27, 248–269.
- Broekel, T., and Alfken, C. (2015). Gone with the wind? The impact of wind turbines on tourism demand. *Energy Policy* 86, 506–519.
- Ciupuliga, A.R., and Cuppen, E. (2013). The role of dialogue in fostering acceptance of transmission lines: the case of a France–Spain interconnection project. *Energy Policy* 60, 224–233.
- Colwell, P. (1990). Power Lines and Land Value. *J. Real Estate Res.* 5, 117–127.
- Comité régional du tourisme en Bretagne (2015). *Tourisme, chiffres-clés 2015*. 14 p. Available at: <http://acteurs.tourismebretagne.com/vous-informe/chiffres-du-tourisme-observatoire>
- Cotton, M., and Devine-Wright, P. (2013). Putting pylons into place: a UK case study of public perspectives on the impacts of high voltage overhead transmission lines. *J. Environ. Plan. Manag.* 56, 1225–1245.
- Dale, L., Murdoch, J.C., Thayer, M.A., and Waddell, P.A. (1999). Do Property Values Rebound from Environmental Stigmas? Evidence from Dallas. *Land Econ.* 75, 311–326.
- Ek, K., and Persson, L. (2014). Wind farms — Where and how to place them? A choice experiment approach to measure consumer preferences for characteristics of wind farm establishments in Sweden. *Ecol. Econ.* 105, 193–203.
- Elliott, P., and Wadley, D. (2002). The impact of transmission lines on property values: coming to terms with stigma. *Prop. Manag.* 20, 137–152.
- Elliott, P., and Wadley, D. (2012). Coming to Terms with Power Lines. *Int. Plan. Stud.* 17, 179–201.
- Enevoldsen, P., and Sovacool, B.K. (2016). Examining the social acceptance of wind energy: Practical guidelines for onshore wind project development in France. *Renew. Sustain. Energy Rev.* 53, 178–184.
- Faburel, G., Chevalier, K., and Tartière, S. (2011). Analyse socio-environnementale du territoire de 10 communes de la Variante Ouest du projet de reconstruction de la ligne THT existante Avelin-Gavrelle. *Entre justice environnementale et « acceptabilité » sociale*. 48 p.
- Florax, R.J.G.M., Folmer, H., and Rey, S.J. (2003). Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. *Reg. Sci. Urban Econ.* 33, 557–579.
- Garrod, G.D., and Willis, K.G. (1992). Valuing goods' characteristics: An application of the hedonic price method to environmental attributes. *J. Environ. Manage.* 34, 59–76.
- Gibbons, S. (2015). Gone with the wind: Valuing the visual impacts of wind turbines through house prices. *J. Environ. Econ. Manag.* 72, 177–196.
- Gîtes de France (2015). *Étude sur le poids socio-économique de Gîtes de France, leader français et européen de l'hébergement chez l'habitant depuis 60 ans*. 32 p. Available at : <http://www.veilleinfotourisme.fr/le-poids-socio-economique-de-gites-de-france-dans-l-economie-francaise-143251.kjsp>
- Graves, P., Murdoch, J.C., Thayer, M.A., and Waldman, D. (1988). The Robustness of Hedonic Price Estimation: Urban Air Quality. *Land Econ.* 64, 220–233.
- Griliches, Z. (1967). Hedonic price indexes revisited : Some notes on the state of the state of the art. *Am. Stat. Assoc.* 324-332.
- Hamilton, S.W., and Schwann, G.M. (1995). Do High Voltage Electric Transmission Lines Affect Property Value? *Land Econ.* 71, 436–444.
- Heintzelman, M.D., and Tuttle, C.M. (2012). Values in the Wind: A Hedonic Analysis of Wind Power Facilities. *Land Econ.* 88, 571–588.

- Hoen, B. (2006). Impacts of windmill visibility on property values in Madison County, New York - ScienceBase-Catalog.
- Hoen, B., Wisler, R., Cappers, P., Thayer, M., and Sethi, G. (2011). Wind Energy Facilities and Residential Properties: The Effect of Proximity and View on Sales Prices. *J. Real Estate Res.* 33, 279–316.
- Hoen, B., Brown, J.P., Jackson, T., Thayer, M.A., Wisler, R., and Cappers, P. (2014). Spatial Hedonic Analysis of the Effects of US Wind Energy Facilities on Surrounding Property Values. *J. Real Estate Finance Econ.* 51, 22–51.
- Jobert, A., Laborgne, P., and Mimler, S. (2007). Local acceptance of wind energy: Factors of success identified in French and German case studies. *Energy Policy* 35, 2751–2760.
- Joly, D., Brossard, T., Cardot, H., Cavailhes, J., Hilal, M., & Wavresky, P. (2010). Les types de climats en France, une construction spatiale. *Cybergeo: European Journal of Geography*. Available at : http://cybergeo.revues.org/23155?lang=es&em_x=22
- Kelejjan, H.H., and Prucha, I.R. (1999). A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model. *Int. Econ. Rev.* 40, 509–533.
- Klaiber, H.A., and Smith, V.K. (2013). Quasi Experiments, Hedonic Models, and Estimating Trade-offs for Local Amenities. *Land Econ.* 89, 413–431.
- Le Gallo (2002). Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. *Econ. Prévision no 155*, 139–157.
- Le Goffe, P. (2000). Hedonic Pricing of Agriculture and Forestry Externalities. *Environ. Resour. Econ.* 15, 397–401.
- LeSage, J., and Pace, R.K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics* (CRC Press).
- Maslianskaia-Pautrel, M., and Baumont, C. (2013). *Spatial Weights Configuration and Impact of Environmental Externalities on Housing Prices* (Rochester, NY: Social Science Research Network).
- May, D., Corbin, A., and Hollins, P. (2011). Identifying Determinants of Residential Property Values in South London. *Rev. Econ. Perspect.* 11, 3–11.
- Meyerhoff, J., Ohl, C., and Hartje, V. (2010). Landscape externalities from onshore wind power. *Energy Policy* 38, 82–92.
- Mollard, A., Rambonilaza, T., and Vollet, D. (2007). Environmental amenities and territorial anchorage in the recreational-housing rental market: A hedonic approach with French data. *Land Use Policy* 24, 484–493.
- Moran, P.A.P. (1950). A Test for the Serial Independence of Residuals. *Biometrika* 37, 178–181.
- Moran, D., and Sherrington, C. (2007). An economic assessment of windfarm power generation in Scotland including externalities. *Energy Policy* 35, 2811–2825.
- Nadaï, A., and Labussière, O. (2009). Wind power planning in France (Aveyron), from state regulation to local planning. *Land Use Policy* 26, 744–754.
- Nelson, J.P. (2010). Valuing Rural Recreation Amenities: Hedonic Prices for Vacation Rental Houses at Deep Creek Lake, Maryland. *Agric. Resour. Econ. Rev.* 39.
- Observatoire Régional du Tourisme (2015). *Chiffres-clés du tourisme en Pays de la Loire*. 13 p. Available at : <http://www.agence-paysdelaloire.fr/nospublications/chiffres-cles-du-tourisme-2015/>
- Observatoire Régional du Tourisme (2015). *Chiffres-clés du tourisme en Poitou-Charentes*. 12 p. Available at : <http://pro.poitou-charentes-vacances.com/Observatoire-du-tourisme/Bilans-Chiffres-cles/Chiffres-Cles>
- Parsons, G.R. (1990). Hedonic prices and public goods: An argument for weighting locational attributes in hedonic regressions by lot size. *J. Urban Econ.* 27, 308–321.
- Reeder, R.J., and Brown, D.M. (2005). *Recreation, tourism, and rural well-being*. Econ. Res. Rep. - Econ. Res. Serv. USDA 38 pp.
- RGI (2012). *European Grid Report – Beyond Public Opposition, Lessons Learned Across Europe*. Renewable Grid Initiative. Available at: <http://renewables-grid.eu/publications/european-grid-report.html>
- Ridker, R.G., and Henning, J.A. (1967). The Determinants of Residential Property Values with Special Reference to Air Pollution. *Rev. Econ. Stat.* 49, 246–257.

- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *J. Polit. Econ.* 82, 34–55.
- Rosiers, F. (2002). Power Lines, Visual Encumbrance and House Values: A Microspatial Approach to Impact Measurement. *J. Real Estate Res.* 23, 275–302.
- RTE (2015). Schéma décennal de développement du réseau. Edition 2015, 142 p.
- RTE, SER, ERDF & ADEeF (2016). Panorama de l'électricité renouvelable en 2015. 84 p.
- Sims, S., and Dent, P. (2005). High-voltage Overhead Power Lines and Property Values: A Residential Study in the UK. *Urban Stud.* 42, 665–694.
- Sims, S., Dent, P., and Oskrochi, G.R. (2008). Modelling the impact of wind farms on house prices in the UK. *Int. J. Strateg. Prop. Manag.* 12, 251–269.
- Sunak, Y., and Madlener, R. (2015). The impact of wind farms on property values: A locally weighted hedonic pricing model. *Pap. Reg. Sci.*
- Sunak, Y., and Madlener, R. (2016). The impact of wind farm visibility on property values: A spatial difference-in-differences analysis. *Energy Econ.* 55, 79–91.
- Vanslebrouck, I., Van Huylenbroeck, G., and Van Meensel, J. (2005). Impact of Agriculture on Rural Tourism: A Hedonic Pricing Approach. *J. Agric. Econ.* 56, 17–30.
- Vyn, R.J., and McCullough, R.M. (2014). The Effects of Wind Turbines on Property Values in Ontario: Does Public Perception Match Empirical Evidence? *Can. J. Agric. Econ. Can. Agroéconomie* 62, 365–392.
- Wolsink, M. (2007). Wind power implementation: The nature of public attitudes: Equity and fairness instead of “backyard motives.” *Renew. Sustain. Energy Rev.* 11, 1188–1207.

Annexes

Test	Matrice 10 voisins		Matrice 10 km		Matrice 25 km	
	stat	(p-value)	stat	(p-value)	stat	(p-value)
Moran (prix)	0,24	(0,000)	0,22	(0,000)	0,19	(0,000)
Moran (résidus)	0,19	(0,000)	0,17	(0,000)	0,13	(0,000)
LM Err	642,12	(0,000)	738,78	(0,000)	946,24	(0,000)
LM Lag	241,80	(0,000)	56,69	(0,000)	402,70	(0,000)
RLM Err	402,61	(0,000)	683,27	(0,000)	545,09	(0,000)
RLM Lag	2,29	(0,130)	1,17	(0,279)	1,55	(0,213)

Tableau 8. Tests de la présence d'autocorrélation spatiale dans l'équation hédonique sans effets fixes départementaux

Test	Matrice 10 voisins		Matrice 10 km		Matrice 25 km	
	stat	(p-value)	stat	(p-value)	stat	(p-value)
Moran (résidus)	0,13	(0,000)	0,11	(0,000)	0,08	(0,000)
LM Err	297,04	(0,000)	302,37	(0,000)	317,18	(0,000)
LM Lag	116,58	(0,000)	13,93	(0,000)	150,07	(0,000)
RLM Err	180,71	(0,000)	291,26	(0,000)	169,62	(0,000)
RLM Lag	0,25	(0,617)	2,82	(0,093)	2,51	(0,113)

Tableau 9. Tests de la présence d'autocorrélation spatiale dans l'équation hédonique avec effets fixes départementaux