
Région et Développement

n° 46-2017

www.regionetdeveloppement.org

Valeur touristique des aménités environnementales et nuisances associées aux infrastructures d'énergie renouvelable : une approche hédonique spatiale

Olivier JOALLAND*
Tina RAMBONILAZA**

Résumé - Les éoliennes ainsi que les lignes à haute tension ont des empreintes physiques durables, sources de nuisances visuelles. Nous mobilisons la méthode des prix hédoniques pour évaluer cette perte en termes de coûts externes pour le secteur touristique, à partir des données de prix de location de gîtes ruraux pour trois régions françaises, en 2013. Les résultats d'une estimation économétrique par la méthode des moments généralisée en contrôlant la présence d'autocorrélation spatiale des erreurs, montrent le rôle prépondérant du confort et de la proximité au littoral dans la valorisation des gîtes. Ils confirment également la perte de valeur significative à proximité immédiate des infrastructures. L'interprétation des résultats doit cependant tenir compte du fait que la grande majorité des gîtes reste éloignée des infrastructures. L'ampleur du manque à gagner pour les propriétaires des gîtes à proximité immédiate de ces infrastructures pose la question de la mise en œuvre de mécanismes compensatoires adéquats.

Classification JEL

Q51, R11, R33

Mots-clés

Nuisances environnementales
Evaluation économique
Prix hédoniques
Infrastructures
Parc éolien

* Irstea, UR ETBX, Bordeaux ; olivier.joalland@irstea.fr

** Irstea, UR ETBX, Bordeaux ; tina.rambonilaza@irstea.fr

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 infrastructures de production d'énergie de sources renouvelables, éolien en tête. Or, en dépit de la sophistication des procédures et des précautions prises pour accompagner les décisions d'installations (études d'impact, concertations, enquête publique), plusieurs études ont souligné le développement des contestations locales autour de ce type d'infrastructures (Jobert et al., 2007 ; Nadai et Labussière, 2009). L'allongement de la durée nécessaire pour l'implantation des infrastructures de production – et aussi de transport – de l'électricité peut représenter un risque pour la bonne mise en œuvre de la transition énergétique, non seulement en termes de délais, mais aussi en termes de coûts.

La diversité des facteurs qui régissent les réactions des populations habitantes des territoires d'accueil face aux projets d'infrastructures d'énergie renouvelable conduit à affiner la compréhension des revendications et la manière d'y répondre. L'accent a été mis sur les formes de participation du public dans les processus de décision (Van Ransenburg et al., 2015 ; Enevoldsen et Sovacool, 2016 ; Späth et Scolobig, 2017). Cependant, les impacts paysagers, comme l'importance de l'attachement au territoire ont également été soulignés par certains auteurs comme levier de mobilisation face à un projet jugé menaçant pour « l'identité locale » (Wolsink, 2000 ; Faburel et al., 2011). L'ampleur grandissante des projets et leur concentration dans certains territoires sont devenues des facteurs d'intensification des conflits locaux (Betakova et al., 2015).

Il est usuel en économie de proposer une interprétation des causes des conflits autour des implantations des infrastructures d'énergie renouvelable en termes d'externalités (voir Mattman et al., 2016, pour une méta-analyse de la littérature). On parle de coût externe dès lors que l'action d'un agent économique a des incidences négatives sur la situation d'autres agents, sans que les pertes associées à une telle situation ne soient prises en charge par l'agent à l'origine de l'impact. L'empreinte physique et environnementale des infrastructures de l'énergie peut entraîner des pertes à l'échelle des territoires d'accueil, pouvant paraître exorbitantes ou perçues comme telles. Et cela d'autant plus que les nuisances sont concentrées dans un périmètre spatial réduit (Zerrahn, 2017), quand les bénéfices concernent un grand nombre d'individus dont beaucoup ignorent qu'ils en font partie (O'Hare, 1977).

L'analyse et l'évaluation des coûts externes des éoliennes sont ainsi devenues une véritable préoccupation des travaux de recherches récents (Gibbons, 2015 ; Cook et al., 2016). Ces travaux présentent un double intérêt. Dans un contexte socio-économique marqué par le déclin des activités agricoles, un argument fort des discours politiques autour du déploiement des énergies renouvelables porte sur leurs potentialités économiques pour les territoires ruraux. Cependant, si ces infrastructures sont supposées contribuer au développement de certaines activités économiques, il est tout aussi important de disposer d'informations sur les pertes qu'elles engendrent (Munday et al., 2011). Par ailleurs, les résultats des travaux d'évaluation ouvrent de nouvelles perspectives dans le domaine précis des mécanismes compensatoires monétaires (Zaal et al., 2015) visant à neutraliser les effets négatifs des infrastructures dans les territoires d'accueil.

Cet article contribue à l'évaluation empirique des coûts externes des implantations d'infrastructures d'énergie renouvelable par la méthode des prix hédoniques, en l'appliquant au cas du secteur touristique. Les caractéristiques de localisation

font partie intégrante des attributs des services hôteliers et des locations de vacances. L'accès à ces caractéristiques permet aux acteurs touristiques de différencier leurs produits et asseoir leur pouvoir de marché (Le Goffe, 2000 ; Mollard et al., 2006 ; Nelson, 2010). La demande touristique reste sensible à la qualité environnementale des lieux de destination. En ce sens, les empreintes physiques des infrastructures de l'énergie peuvent entraîner une perte de la valeur d'usage des paysages ruraux pour les touristes. 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 notre connaissance, l'évaluation économique des coûts externes des infrastructures énergétiques pour le secteur touristique n'a pas encore fait l'objet d'une analyse empirique approfondie. L'objectif de cette étude est de mettre en place la méthode des prix hédoniques avec des données françaises.

La méthode des prix hédoniques spatiale avec des données en coupe (Anselin et Arribas-Bel, 2013) est ici mobilisée pour évaluer l'influence des nuisances visuelles associées aux infrastructures de l'énergie (éolienne mais aussi ligne à haute tension) sur les variations des prix des locations de vacances labellisées « Gîtes de France ». L'échantillon est constitué de données concernant 6277 gîtes pour trois régions – Bretagne, Pays de la Loire et Poitou-Charentes. L'introduction des lignes à haute tension à côté des parcs éoliens dans l'analyse 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 programmer la création de nouvelles infrastructures de transport.

La suite de l'article se présente de la manière suivante. La première section revient rapidement sur l'état de l'art de l'application de la méthode des prix hédoniques à l'évaluation des nuisances dues aux infrastructures d'énergie renouvelable. La deuxième section détaille les variables utilisées pour mener l'analyse et plus particulièrement les indicateurs de nuisances mobilisés. La troisième section résume l'approche économétrique mise en œuvre, les raisons du choix des modèles et les résultats des estimations effectuées. La quatrième section procède au calcul des prix implicites et la cinquième section à l'évaluation économique des pertes de bien-être pour les touristes et du manque à gagner des propriétaires. Nous concluons cette recherche sur les débats qu'initient les résultats obtenus.

1. ÉTAT DE L'ART

La quasi-totalité des travaux d'évaluation des externalités des parcs éoliens mobilise la méthode des prix hédoniques et cherche 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 la variation des prix des transactions 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. Les résultats sont contrastés : certains montrent l'absence totale d'effets (Sims et al., 2008 ; Hoen et al., 2011 ; Vyn et McCullough, 2014) quand d'autres détectent un impact négatif de la proximité des ouvrages (Heintzelman et Tuttle, 2012 ; Sunak et Madlener, 2015). Il est ainsi difficile de tirer un avis définitif, car la qualité des bases de données et les indicateurs em-

ployés pour caractériser et mesurer les nuisances visuelles varient d'une étude à l'autre. Des travaux plus récents cherchent alors à traiter de manière plus fine cet impact, en s'appuyant sur l'approche hédonique par double différence, afin d'isoler l'effet d'un nouveau projet sur les prix immobiliers (Hoen et al., 2015 ; Gibbons, 2015 ; Sunak et Madlener, 2016).

Ces résultats empiriques doivent cependant être mis en perspective par rapport à une littérature plus large. En effet, 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 (éoliennes et lignes à haute tension, mais aussi stations de traitement des déchets, centrales nucléaires, antennes-relais). Pour ces auteurs (Dale et al., 1999 ; Elliott et Wadley, 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 se traduit par un excès de l'offre de biens à vendre au regard de la demande, et entraîne de manière mécanique une baisse des prix. Ce phénomène prend place entre l'annonce du projet et la construction des ouvrages, et s'estompe ensuite 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.

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 touristique des paysages ruraux. Certaines études montrent tout de même que les parcs éoliens peuvent devenir une source de curiosité et des lieux de visites pour les touristes qui se rendent dans ces territoires (Frantal et Kunc, 2011 ; Sousa et Kastenzholz, 2015). Ces travaux examinent cela au travers des perceptions des acteurs. Par ailleurs, les évaluations économiques existantes se concentrent sur les éoliennes offshore et le manque à gagner que représentent les parcs éoliens pour le tourisme côtier, en mobilisant la méthode des préférences déclarées des touristes (Lilley et al., 2010 ; Westerberg et al., 2013).

Ces arguments contradictoires alimentent depuis quelques années le développement de travaux visant à étudier spécifiquement l'impact des infrastructures de l'énergie renouvelable sur le secteur touristique. Broekel et Alflen (2015) cherchent par exemple à établir un lien de cause à effet entre la fréquentation touristique et la présence d'éoliennes. À notre connaissance, il n'y a pas encore eu de travaux d'évaluation des externalités des infrastructures énergétiques terrestres pour le secteur touristique. La méthode des prix hédoniques semble ici adaptée pour évaluer les effets d'une condition environnementale, devenue pérenne, sur les dynamiques des usages de l'espace et des biens et services, en s'appuyant sur les comportements observés.

2. LES DONNÉES

2.1. La zone d'étude

Le choix des locations labellisées « Gîtes de France » est apparu le plus adapté pour notre étude, ce type d'hébergement étant devenu un symbole du tourisme rural en France. 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. L'économie touristique est un secteur important pour les zones rurales et littorales de ces trois régions. Le tourisme y représente une part notable de l'économie régionale : en moyenne 8% du PIB et environ 130 000 personnes employées pour l'ensemble de la zone (données 2014). Le catalogue « Gîtes de France » en 2013 répertoriait initialement 7537 gîtes dans cette aire d'étude. 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 d'étude a surtout été sélectionnée en raison du développement du secteur éolien. En France, les nouvelles infrastructures de l'énergie sont essentiellement localisées dans les zones rurales et éloignées des zones habitées, dotées d'importants gisements de vent (zones littorales, grandes plaines). En 2013, les puissances raccordées 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 trois régions (pour un objectif national de 19 000 MW ; RTE, 2015). Nous avons pu récupérer les données concernant 507 éoliennes présentes sur ce territoire.

2.2. La mesure des nuisances visuelles engendrées par les 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. L'information qu'elles apportent peut en effet être éloignée des situations telles qu'elles sont perçues par les individus. Afin d'établir la mesure des nuisances dues aux infrastructures, nous nous appuyons sur les enseignements des travaux existants.

Pour le cas des lignes à haute tension, 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 (Colwell, 1990 ; Bond et Hopkins, 2000). Ces études mobilisent souvent des grands échantillons pour lesquels il est difficile d'obtenir des données plus précises de visibilité. La seconde catégorie de travaux adopte une approche micro-spatiale, en travaillant à l'échelle d'une municipalité ou plusieurs quartiers 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 ; Rosiers, 2002 ; Sims et Dent, 2005). 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.

Pour le cas de l'éolien, la littérature est récente. La plupart des travaux mobilisent les données de transactions résidentielles ou foncières dans un périmètre prédéfini autour des parcs éoliens. Plusieurs travaux combinent des variables de proximité et de visibilité et montrent que l'infrastructure éolienne n'affecte pas le prix des biens immobiliers (Sims et al., 2008 ; Hoen et al., 2014 ; 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 de la proximité des sites éoliens, en estimant un modèle à effets fixes qui révèle un effet négatif et significatif sur les prix des propriétés. De même, 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 distance. Enfin, Hoen et al. (2015) et Gibbons (2015) mettent en œuvre l'estimation des prix hédoniques par la méthode de double différence, en mobilisant de grands échantillons de données de prix (échelle nationale), pour statuer sur la significativité des impacts des parcs éoliens.

Dans l'ensemble, les travaux sur l'éolien et les lignes à haute tension tendent à montrer que la variable distance n'est significative que pour des situations de proximité immédiate. Il est dès lors 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 sur un territoire (pour former des parcs éoliens ou un réseau de transport de l'électricité). La seule étude qui mobilise cet indicateur a été conduite par Vyn et McCullough (2014) qui teste l'impact du nombre d'éoliennes dans un rayon de 2 et 5 km autour des habitations.

Étant donné 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 sur l'environnement naturel des gîtes sont la distance et la densité (présentées dans le tableau 1). Il faut préciser qu'au moment de l'étude (en 2013), l'ensemble des infrastructures sont installées depuis au moins de deux ans, les plus anciennes ayant vu le jour 13 années auparavant (en 2000).

Tableau 1. Variables utilisées pour mesurer les empreintes paysagères des infrastructures énergétiques

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

Plus de la moitié des gîtes est située à plus de 20 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 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, en référence au périmètre géographique significatif dans les travaux de Broekel et Alfken (2015). Au final, seulement 20%

des gîtes de notre échantillon ont au moins une éolienne présente dans ce rayon. En revanche, plus de la moitié des gîtes sont situés dans une localité traversée par au moins 1km de ligne à haute tension. En outre, 622 gîtes sont confrontés aux deux infrastructures électriques.

2.3. La variable prix et les autres caractéristiques du gîte

Nous partons de l'hypothèse qu'un gîte est caractérisé par trois catégories de variables : ses attributs intrinsèques ; les caractéristiques d'environnement naturel et l'accès aux services qui favorisent l'attractivité touristique du gîte et qui sont exogènes ; les variables reflétant l'impact des infrastructures de l'énergie sur l'environnement naturel décrites plus haut. Le prix de location hebdomadaire d'un gîte rural est donc supposé être une fonction de ces variables. Nous n'avons pas pu disposer des données sur les taux d'occupation des gîtes. Dans la mesure où les prix sont fixés à l'avance et que le choix du touriste se base sur la consultation d'un catalogue, les prix fournis sont des prix d'offre, c'est-à-dire issus d'une tarification qui correspond à la marge ajoutée au coût du service d'hébergement proposé. Ces prix doivent être corrigés du taux d'occupation des gîtes pour obtenir les prix d'équilibre de marché. C'est pourquoi il a été choisi de ne considérer que les prix de location hebdomadaire en haute saison affichés 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, pour certaines localités. Les tarifs de location en haute saison vont de 180 à 1085 euros la semaine, pour une moyenne de 558 euros.

Les disparités spatiales des prix des gîtes en haute saison reflètent à la fois l'ampleur de la pénurie de places (étant donné les préférences des touristes) dans chacune des localités et la stratégie de tarification pratiquée par les propriétaires. A ce propos, le label « Gîtes de France » est un label national qui regroupe l'ensemble des associations départementales. 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, en contrepartie des services de publicité et de promotion assurés par la fédération « Gîtes de France ».

L'application de la méthode des prix hédoniques aux tarifs des locations de vacances distingue deux autres catégories de variables explicatives qui ont une influence sur les prix. Les variables intrinsèques qui sont constituées par la capacité d'accueil, le niveau de confort, 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 quant à elles :

- 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.

Le tableau 8 en annexe résume les statistiques descriptives de ces différentes variables ainsi que les sources de données pour l'ensemble de l'échantillon.

En moyenne, un gîte de notre échantillon peut accueillir environ 5 personnes. Plus de la moitié sont classés 3 épis ou plus. 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 10km 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 communes de localisation des gîtes de notre échantillon sont en grande majorité des territoires agricoles (en moyenne 78% de surfaces communales sont constituées de surfaces agricoles).

3. STRATÉGIE ÉCONOMÉTRIQUE : LA MÉTHODE HÉDONIQUE SPATIALE

3.1. Une approche hédonique spatiale « ascendante »

L'analyse hédonique au marché des locations touristiques conduit à tester la nature des interactions spatiales dans les tarifications des locations de vacances et à les traiter. Il n'est pas rare en effet qu'au sein d'une même localité caractérisée par certaines spécificités environnementales, les propriétaires aient tendance à pratiquer les mêmes prix de location (des prix élevés en présence d'aménités, et des prix plus faibles en présence de nuisances). L'observation d'une certaine dépendance spatiale des données peut cependant relever de deux processus distincts (Anselin, 2002). Le premier cas de figure reflète une interaction stratégique entre les propriétaires de gîtes voisins, qui ont tendance à fixer leur propre prix en tenant compte des niveaux de prix de leurs concurrents. Ce type de phénomène spatial est à distinguer d'un problème de mesure ou de variables omises spatialement corrélées avec les variables d'intérêt (en l'occurrence ici la proximité des infrastructures), et qui induiraient de manière mécanique des biais d'estimations avec les méthodes usuelles des moindres carrés ordinaires (MCO).

En optant pour une forme logarithmique de la variable 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 la 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.

Les relations spatiales sont ensuite 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 cette interdépendance spatiale distingue par la suite deux types de modélisation.

Le premier part de l'idée que les propriétaires pratiquent les mêmes niveaux de prix que leurs concurrents immédiats à savoir les propriétaires des gîtes voisins. Le prix d'un gîte est alors affecté positivement par les prix des gîtes voisins et leurs caractéristiques. On serait donc en présence d'un modèle autorégressif avec variable décalée (modèle SAR) :

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

La deuxième corrige des problèmes de variables omises corrélées à une variable explicative importante et qui seraient à l'origine d'une autocorrélation spatiale des erreurs. Dans ce cas de figure, l'estimation de l'équation hédonique spa-

tiale empruntera un modèle SEM (*Spatial Error Model*) qui se présente de la manière suivante:

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

Les paramètres spatiaux ρ de l'équation (2) et λ de l'équation (3) renseignent sur l'ampleur des formes d'interdépendances spatiales.

Nous avons choisi d'implémenter une approche dite ascendante (Le Gallo, 2002). L'analyse économétrique part d'une estimation du modèle non spatial et procède aux tests du multiplicateur de Lagrange – et leurs versions robustes – appliqués à ces deux formes de dépendance spatiale (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. Cette procédure est en effet la plus performante dans le cas où le vrai modèle est un modèle SEM ou SAR (Florax et al., 2003). Le mécanisme de marché qui coordonne la tarification des gîtes ruraux labellisés « Gîte de France » en France est la concurrence monopolistique (Mollard et al., 2006). Dans ce cadre, étant donné la grande diversité des gîtes et le nombre de concurrents sur le marché, les propriétaires peuvent négliger les interactions stratégiques avec les autres propriétaires (Matsuyama, 1995). Nous nous attendons donc à la validation d'un modèle SEM.

Il faut cependant souligner que l'échantillon dont nous disposons, composé uniquement de données en coupe, ne vise pas à identifier l'impact de l'installation d'une infrastructure éolienne et ligne à haute tension sur les prix, ce qui nécessiterait de disposer de chroniques de prix (avant et après les projets). Nous cherchons plutôt à tester l'effet de la présence de ces infrastructures et à évaluer leur ampleur après leur installation.

3.2. Une équation hédonique spatiale sans effets fixes départementaux

Il est usuel de tester plusieurs matrices de poids, afin de vérifier la stabilité des coefficients entre les estimations ainsi obtenues avant de les commenter. L'opérationnalisation empirique nous a conduits à garder et restituer dans cette recherche les résultats associés à deux matrices de poids et pour lesquelles un poids plus important est donné aux observations les plus proches (Baumont et Legros, 2013). Le tableau 2 résume la force des interdépendances issues de ces deux matrices de poids.

Tableau 2. Description des voisinages retenus

Matrice	(Unité)	Min.	Méd.	Moy.	Max.
10 voisins	(km)	0,6	4,8	5,7	32,1
10 km	(nombre)	0,0	35,0	54,7	234,0

La notion de voisinage est établie en référence à un « périmètre géographique maximal » au sein duquel les touristes organisent leur recherche d'hébergement similaire.

- La première matrice est constituée par les dix 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).

- La deuxième matrice est construite sur la base de la distance, un voisinage établi au sein d'un rayon de 10 km. Cette spécification induit un nombre de voisins différents pour chaque observation. En moyenne une observation a 55 voisins à cette distance.

Le segment de marché sur lequel nous travaillons regroupe l'ensemble des gîtes labellisés « Gîtes de France » pour l'ensemble des treize associations départementales des trois régions considérées. 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 MCO se trouvent dans la colonne (1) du tableau 3. Le test statistique effectué à partir de l'Indice de Moran pour la variable de prix se révèle positif et significatif pour chacune des deux matrices de poids (voir tableau 9 en annexe pour le détail), indiquant que les prix de gîtes voisins tendent à se ressembler.

Au regard de ces deux tests, il n'y a aucun doute que les prix des gîtes ruraux élevés (versus faibles) tendent à se concentrer dans une localité géographique. Nous calculons également l'Indice de Moran pour les résidus de la régression MCO (Moran, 1950) et les statistiques sont toutes positives et significatives pour les deux matrices de poids utilisées. Par ailleurs le test de Breusch-Pagan (BP test) révèle l'hétéroscédasticité des erreurs, ce qui n'est pas étonnant compte tenu de la présence d'une dépendance spatiale (« BP test », tableau 3). 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 (tableau 9). Nous en déduisons qu'il faut estimer notre modèle hédonique en introduisant la dépendance spatiale dans le terme d'erreur (modèle SEM, équation 2). En effet, lorsque les deux tests LM sont significatifs, il faut regarder les résultats des tests robustes et comparer les niveaux de significativité ainsi que les valeurs de chaque statistique. Seul le test RLMerr est significatif, et ce pour chaque matrice de poids (tests basés sur une loi du chi-deux à un degré de liberté).

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. 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, 1998). Les résultats des estimations de l'équation hédonique spatiale avec les deux matrices de poids sont présentés dans les colonnes 2 et 3 du tableau 3.

Nous pouvons constater à la lecture des 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. La valeur des coefficients et leur significativité restent très stables d'une équation non spatiale à l'équation spatiale sauf pour deux variables – la présence de magasins dans la commune du gîte et la variable distance à l'éolienne – qui deviennent non significatives. Cela signifie que ces deux variables sont corrélées avec des variables omises, dont l'influence n'est pas prise en compte avec une estimation par les MCO.

Tableau 3. Estimation de l'équation de prix hédoniques sans effets fixes départementaux

Variables	MCO (log-log) (1)	GM 10 voisins (2)	GM 10 km (3)
constante	4,5164 ***	4,4615 ***	4,3933 ***
capacité	0,0885 ***	0,0892 ***	0,0890 ***
capacité/chambre	-0,0357 ***	-0,0360 ***	-0,0363 ***
confort	0,1614 ***	0,1660 ***	0,1671 ***
animaux	-0,0152 ***	-0,0130 ***	-0,0131 ***
piscine	0,2712 ***	0,2667 ***	0,2671 ***
internet	0,0428 ***	0,0396 ***	0,0395 ***
ln(dMer)	-0,0639 ***	-0,0629 ***	-0,0598 ***
ln(dParis)	0,1759 ***	0,1925 ***	0,2083 ***
ln(dPatrimoine)	-0,0068 ***	-0,0053 *	-0,0051 *
sites_30km	0,0007 ***	0,0009 ***	0,0011 ***
magasins	0,0213 ***	0,0112	0,0104
loisirs	0,0364 ***	0,0259 *	0,0303 **
tmo	0,0363 ***	0,0310 ***	0,0253 ***
pje	-0,0338 ***	-0,0371 ***	-0,0360 ***
surface_foret	-0,0012 ***	-0,0010 ***	-0,0010 ***
surface_agri	-0,0022 ***	-0,0020 ***	-0,0019 ***
ln(dLigne)	0,0062 **	0,0071 **	0,0081 **
ln(dEolienne)	-0,0070 *	-0,0019	0,0009
lignes_10km	-0,0002	-0,0002	-0,0001
eoliennes_10km	-0,0027 ***	-0,0017 **	-0,0014 *
R ²	0,71		
AIC	-5377,65		
Log-likelihood	2710,82		
BP test	99,39 ***		
Lambda (λ)		0,3584	0,4178

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

3.3. Une équation hédonique spatiale avec effets fixes départementaux

D'une manière générale, l'autocorrélation des erreurs provient de l'omission de variables explicatives importantes (Le Gallo, 2002). S'il est important de corriger les estimations de la présence d'autocorrélation spatiale des erreurs, il est tout aussi important d'en détecter la source, de penser aux variables spatiales qui peuvent entrer en ligne de compte. Nous réitérons alors nos estimations économétriques, cette fois-ci avec des effets fixes spatiaux (Anselin et Arribas-Bel, 2013). Nous intégrons des effets fixes départementaux en considérant que les interdépendances spatiales entre les prix s'étendent à l'ensemble des gîtes faisant partie d'une même fédération départementale. Les résultats de l'estimation de l'équation par les MCO sont présentés dans le tableau 4 (colonne 1).

Nous pouvons constater à la lecture de ces résultats que l'ensemble des effets fixes départementaux sont significatifs. Par ailleurs le R² passe de 0,71 à 0,73. La significativité des caractéristiques intrinsèques des gîtes et des aménités reste quasi-identique avec celle obtenue avec le modèle précédent.

Tableau 4. Estimation de l'équation de prix hédoniques avec effets fixes départementaux

Variables	MCO (log-log) (1)	GM 10 voisins (2)	GM 10 km (3)
constante	4,5164 ***	4,4615 ***	4,3933 ***
<u>Dépt (réf : Loire Atlantique) :</u>			
Charente	-0,1436 ***	-0,1392 ***	-0,1371 ***
Charente Maritime	-0,0972 ***	-0,0908 ***	-0,0904 ***
Cotes d'Armor	-0,1495 ***	-0,1519 ***	-0,1538 ***
Finistère	-0,1768 ***	-0,1750 ***	-0,1745 ***
Ille et Vilaine	-0,2194 ***	-0,2132 ***	-0,2099 ***
Maine et Loire	-0,1871 ***	-0,1868 ***	-0,1871 ***
Mayenne	-0,2622 ***	-0,2528 ***	-0,2531 ***
Morbihan	-0,0938 ***	-0,0937 ***	-0,0950 ***
Sarthe	-0,3424 ***	-0,3358 ***	-0,3368 ***
Deux Sèvres	-0,0874 ***	-0,0864 ***	-0,0866 ***
Vendée	-0,0522 ***	-0,0477 ***	-0,0454 ***
Vienne	-0,2118 ***	-0,2088 ***	-0,2121 ***
capacité	0,0888 ***	0,0893 ***	0,0892 ***
capacité/chambre	-0,0380 ***	-0,0373 ***	-0,0375 ***
confort	0,1687 ***	0,1693 ***	0,1699 ***
animaux	-0,0080 **	-0,0093 **	-0,0096 **
piscine	0,2688 ***	0,2668 ***	0,2673 ***
internet	0,0357 ***	0,0361 ***	0,0363 ***
ln(dMer)	-0,0672 ***	-0,0663 ***	-0,0638 ***
ln(dParis)	0,0012	0,0318	0,0495
ln(dPatrimoine)	-0,0111 ***	-0,0097 ***	-0,0093 ***
sites_30km	0,0014 ***	0,0014 ***	0,0015 ***
magasins	0,0154 **	0,0099	0,0105
loisirs	0,0234 *	0,0213	0,0253 *
tmo	0,0099	0,0006	-0,0049
pje	0,0028	-0,0051	-0,0071
surface_foret	-0,0012 ***	-0,0011 ***	-0,0010 ***
surface_agri	-0,0020 ***	-0,0019 ***	-0,0019 ***
ln(dLigne)	0,0066 **	0,0069 **	0,0073 **
ln(dEolienne)	0,0137 ***	0,0155 ***	0,0167 ***
lignes_10km	-0,0002	-0,0002	-0,0002
eoliennes_10km	0,0001	0,0004	0,0004
R ²	0,73		
AIC	-5857,34		
Log-likelihood	2962,67		
BP test	161,56 ***		
Lambda (λ)		0,2787	0,3207

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

En revanche, les variables de localisation géographique (distance à Paris) et de climat (température moyenne et précipitation) ne sont plus significatives. De même, la variable indiquant la densité des éoliennes dans un rayon de 10km, significative dans les modèles sans effets fixes, devient ici non significative. A l'inverse,

on peut constater que l'influence de la distance à l'éolienne sur les prix redevient significative, et cela pour les trois modèles.

Ces résultats semblent indiquer que les effets fixes départementaux captent plus les spécificités géographiques (dont la densité moyenne des éoliennes) des gîtes localisés dans un même département, et moins l'existence d'une stratégie de tarification collective menée à l'échelle de la fédération départementale. 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 10 en annexe) montrent que l'on est encore en présence d'une autocorrélation spatiale des erreurs, due probablement à des variables omises à une échelle spatiale plus fine. Nous estimons le modèle de l'équation hédonique des prix des gîtes avec la méthode des moments généralisés, en utilisant successivement les deux matrices de poids (tableau 4, colonnes 2 et 3). L'équation de prix hédonique pour les gîtes ruraux serait donc une équation de prix avec effets fixes départementaux, et corrigée de l'autocorrélation spatiale des erreurs du fait d'un problème de variables omises persistantes. Nous gardons ce modèle pour l'analyse de nos résultats.

4. HIÉRARCHIE DES ATTRIBUTS DANS LA TARIFICATION DES GITES

Afin d'interpréter les résultats des estimations pour les caractéristiques des locations touristiques, nous procédons au calcul des prix implicites et à leur interprétation. La variable prix ayant été introduite sous forme logarithmique, les coefficients donnent une indication de la variation du prix (en pourcentage) par rapport à un changement de niveau des variables explicatives. Pour faciliter l'interprétation et l'analyse de l'ampleur de ces variations, nous évaluons les prix implicites des caractéristiques en nous appuyant 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), et un prix de 480€ pour un gîte de deux épis (une qualité de confort moindre et qui représente 28% de l'échantillon). Nous évaluons ces prix implicites à partir des coefficients des variables significatives de l'équation de prix hédonique présentée dans la colonne 3 du tableau 4. Cela revient à dire par ailleurs que ces deux gîtes de référence sont situés dans le département de Loire-Atlantique. Les résultats sont détaillés dans le tableau 5 et le mode de calcul en annexe.

La valeur locative d'un gîte dépend avant tout des caractéristiques intrinsèques du logement, et notamment ses conditions d'accueil. L'amélioration du confort, qui se traduirait par un épi supplémentaire, est pour un gîte de 2 épis évaluée à 81€ par semaine, et pour un gîte de 3 épis à 100€. Le surpris à payer pour loger une personne supplémentaire est entre 42€ et 52€ par semaine. Le surpris à payer du fait de la présence d'une piscine est entre 147€ et 180€ par semaine.

La localisation des gîtes reste néanmoins un facteur d'attractivité et, d'une manière générale en période estivale, la proximité du littoral est assez recherchée. Les gîtes sont localisés à une distance moyenne de 28 km du bord de mer. Aussi, les touristes qui choisissent de loger dans un gîte classé 2 ou 3 épis doivent payer environ entre 30€ et 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 surpris d'un même gîte (2 ou 3 épis) est entre 0,7€ et 0,9€ pour bénéficier d'un site supplémentaire dans un rayon de 30 km. Les touristes doivent par ailleurs s'acquitter de 5€ par semaine au maximum pour se rapprocher de 1 km d'un site patrimonial. En définitive le coût de transport pour accéder aux sites touristiques et aux services reste très faible, le surpris à payer pour bénéficier d'une location qui soit plus proche des aménités

patrimoniales restant très faible. La présence d'un équipement de loisir dans la commune de localisation du gîte est valorisée entre 12€ et 15€ par semaine.

On constate également que dans les territoires ruraux dont les usages du sol sont déjà dominés par les usages agricoles (pour plus de la moitié des gîtes, la surface agricole occupe 78% des surfaces communales), la prépondérance des surfaces agricoles dans le paysage communal est dévalorisée par les touristes (à hauteur d'1€ par semaine pour 1% de surface supplémentaire). Ce résultat a été mis en évidence par les travaux précédents (Le Goffe, 2000) notamment dans les territoires dont les usages du sol sont dominés par les cultures fourragères (par exemple la maïsiculture). La présence de la forêt induit la même situation, même si le montant de la décote reste faible (environ 0,5€ par semaine). Ce résultat est 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.

Tableau 5. Estimation des prix implicites (€/semaine)

Variables	Gîte 2 épis	Gîtes 3 épis
capacité	42,8	52,5
capacité/chambre	-18,0	-22,1
confort	81,6	100,1
animaux	-4,6	-5,7
piscine	147,2	180,6
internet	17,8	21,8
ln(dMer)	-30,7	-37,6
ln(dPatrimoine)	-4,5	-5,5
sites_30km	0,7	0,9
loisirs	12,3	15,1
surface_foret	-0,5	-0,6
surface_agri	-0,9	-1,1
ln(dLigne)	0,4	0,4
ln(dEolienne)	0,4	0,5

L'estimation d'un modèle hédonique spatial permet de détecter que c'est bien la proximité des ouvrages qui se révèle être le facteur le plus impactant puisque les densités du réseau et des éoliennes ne sont pas significatives dans nos modèles avec effets fixes. Le signe positif des coefficients devant les variables ln(dLignes) et ln(dEoliennes) signifie que les touristes cherchent à louer des gîtes qui sont éloignés des infrastructures de l'énergie. Cependant, plus de la moitié des gîtes sont déjà situés à plus de 9,8 km d'une ligne à haute tension, et à plus de 20 km d'une éolienne. A ces distances, le surprix à payer pour les touristes désirant s'éloigner des infrastructures est quasiment nul : le surprix à payer pour un touriste qui loge dans un gîte noté 2 ou 3 épis pour s'éloigner d'1 km supplémentaire n'est que de 0,4€ pour les lignes électriques et 0,5€ pour les éoliennes.

Une caractéristique importante de la méthode des prix hédoniques est qu'elle considère les valeurs d'usage à partir des comportements observés d'une part, et pour un marché à l'équilibre d'autre part. Cela veut dire que l'évaluation de la perte de bien-être des touristes tient compte de leurs préférences paysagères, mais aussi de la cartographie de l'offre. Comme la majorité des touristes n'est pas confrontée, pour l'instant, à la rareté de gîtes éloignés des infrastructures de l'énergie, ils sont assez peu contraints pour trouver un lieu d'hébergement qui ne soit pas à proximité d'une ligne à haute tension ou d'une éolienne. Les touristes ne sont donc

pas obligés de surenchérir pour accéder à un gîte n'ayant pas de telles nuisances visuelles. La répartition géographique de l'ensemble des gîtes comme des infrastructures jouent ainsi un rôle très important dans l'équilibre du marché des locations de vacances. C'est pourquoi il était indispensable de combiner le modèle économétrique des prix hédoniques avec le concept d'autocorrélation spatiale.

5. UNE DISTRIBUTION ASYMÉTRIQUE DES PERTES

Les prix implicites calculés précédemment donnent des indications sur des situations moyennes, ce qui occulte la situation spécifique des gîtes qui se trouvent à proximité immédiate des infrastructures de l'énergie. Aussi, il nous a semblé important de regarder l'évolution de la décote des prix pour les gîtes se situant dans un rayon de 100 m (distance réglementaire) à 1 km d'une ligne à haute tension, et dans un rayon de 500 m (distance réglementaire) à 5 km d'une éolienne.

Tableau 6. Surprix à payer pour bénéficier d'un gîte plus éloigné des infrastructures

Surprix pour s'éloigner d'une ligne			Surprix pour s'éloigner d'une éolienne		
Distance (km)	Gîtes 2 épis	Gîtes 3 épis	Distance (km)	Gîtes 2 épis	Gîtes 3 épis
de 0,1 à 0,2	3,49	4,29	de 0,5 à 1	8,02	9,84
de 0,2 à 0,3	1,75	2,14	de 1 à 1,5	4,01	4,92
de 0,3 à 0,4	1,16	1,43	de 1,5 à 2	2,67	3,28
de 0,4 à 0,5	0,87	1,07	de 2 à 2,5	2,01	2,46
de 0,5 à 0,6	0,70	0,86	de 2,5 à 3	1,60	1,97
de 0,6 à 0,7	0,58	0,71	de 3 à 3,5	1,34	1,64
de 0,7 à 0,8	0,50	0,61	de 3,5 à 4	1,15	1,41
de 0,8 à 0,9	0,44	0,54	de 4 à 4,5	1,00	1,23
de 0,9 à 1	0,39	0,48	de 4,5 à 5	0,89	1,09
De 0,1 à 1 km	31,45 €	38,57 €	De 0,5 à 5 km	72,21 €	88,57 €

Le tableau 6 restitue les résultats de nos calculs. Il montre que le prix marginal décroît rapidement dans un périmètre d'un kilomètre autour d'une ligne. Le différentiel de prix entre un gîte situé à 100m d'une ligne à haute tension et un gîte situé à 1 km de celle-ci est estimé entre 31€ (gîte 2 épis) et 38€ (gîte 3 épis). De la même manière, le surprix pour s'éloigner d'une éolienne décroît rapidement avec la distance (dès 1 km). Le différentiel de prix entre un gîte situé à 500 m d'une éolienne et un gîte situé à 5km est entre 72€ (gîte 2 épis) et 89€ (gîte 3 épis).

A partir de là, nous pouvons élargir cette évaluation de la perte aux propriétaires des gîtes qui subiraient les nuisances des infrastructures venant s'installer dans leur proximité immédiate. Nous considérons, pour cette évaluation, un scénario pour lequel les gîtes continuent à réaliser le même taux d'occupation (équivalent à 16 semaines par an selon Gîtes de France), mais à un tarif plus faible. Nous proposons de calculer ce coût, en termes de valeur actuelle nette (VAN). En effet, même dans l'hypothèse où l'effet « de stigmatisation » (Elliott et Wadley, 2012) s'estompe pour les territoires d'accueil au fil du temps, il nous semble raisonnable d'acter le fait que les effets des infrastructures peuvent être pérennes tout au long de la durée de vie d'un ouvrage (environ 20 ans pour les éoliennes). Nous avons choisi pour le calcul de la VAN, un taux d'actualisation de 2,8% (le taux d'intérêt à long terme pour les plans d'épargne logement selon la Banque de France en 2016). Les résultats sont présentés dans le tableau 7, avec comme référence un gîte situé à proximité immédiate d'un ouvrage (respectivement 100 m pour une ligne à haute

tension et 500 pour une éolienne). Nous évaluons les manques à gagner des propriétaires en comparaison d'une location similaire située hors du périmètre de nuisance des infrastructures respectivement à 10 km et 20 km. Ces valeurs de référence correspondent à la distance moyenne de l'échantillon, en 2013.

Tableau 7. Coûts pour les propriétaires de gîtes situés à proximité immédiate des infrastructures

Distance	Perte/semaine (€)	Perte/année (€)	VAN de la perte sur 20 ans (€) ^a
à 100m d'une ligne à haute tension			
Gîte 2 épis	345,9	5534,8	89 421,4
Gîte 3 épis	424,2	6788,0	109 669,1
à 500m d'une éolienne			
Gîte 2 épis	312,9	5006,8	80 891,7
Gîte 3 épis	383,8	6140,5	99 208,1

$$^a \text{ Calcul de la VAN} = \sum_0^{20} \frac{\text{Perte annuelle}}{(1+0,028)^n}$$

Nous pouvons constater grâce au tableau 7 que l'arrivée d'une infrastructure pour les propriétaires des gîtes qui se situait auparavant à 10 km d'une ligne à haute tension et qui se retrouverait ensuite à 100 m induirait une perte d'un montant annuel entre 5534€ et 6788€. De même, un propriétaire de gîte qui se situait auparavant à 20 km d'une éolienne et qui se retrouverait ensuite à 500m subirait une perte entre 5006€ et 6140€. Le revenu annuel brut moyen pour un propriétaire en France s'élevait à 10470€ (données Gîtes de France, 2015). Cela veut dire que ces propriétaires subiraient en moyenne une perte de plus de la moitié de leur chiffre d'affaires annuel. Par ailleurs, quand il s'agit de raisonner sur la base de la VAN (en référence à une perte sur le long terme), les montants des pertes estimées se situent entre 89000€ et 110000€. Ces chiffres sont néanmoins à considérer avec prudence car ils ne constituent que des intervalles de valeurs qui ne peuvent pas être dissociés des scénarios retenus pour leur calcul.

Par ailleurs, les résultats de cette évaluation restent fragiles, même s'ils sont obtenus sur la base de la théorie économique et des méthodes économétriques avancées. L'évaluation économique des bénéfices comme des dommages liés à l'environnement reste un travail complexe (Bureau et Point, 2013). Une première limite tient à l'information des touristes pour pouvoir exploiter les prix d'offre comme des prix de marché. En effet, d'une manière générale, les touristes qui se rendent dans ces gîtes ont tendance à décider en fonction de la réputation du label et consultent son catalogue en conséquence. Cependant, ce catalogue ne permet pas de disposer de toutes les informations nécessaires pour évaluer la qualité de l'hébergement qu'ils souhaitent louer, en l'occurrence la présence d'infrastructures de l'énergie (éolienne, ligne à haute tension) à proximité de l'hébergement de vacances. Les indicateurs de perte obtenus peuvent être sous-évalués. Ils donnent néanmoins des ordres de grandeur utiles pour apprécier l'ampleur des coûts externes. Une deuxième limite peut être attribuée au choix de la segmentation de marché (Baudry et Maslianskaia-Pautrel, 2011), pour mettre en œuvre la méthode des prix hédoniques. Le problème soulevé par ces auteurs serait néanmoins plus contraignant si notre ambition était de procéder à une évaluation de la demande environnementale par la méthode hédonique en deux étapes. Ce qui n'est pas l'objectif ici, car nous nous intéressons aux prix implicites d'un ensemble de caractéristiques devenues des attributs structurels des gîtes.

CONCLUSION

Il est souvent reconnu qu'une meilleure prise en compte des externalités environnementales dans les décisions publiques peut permettre de surmonter les obstacles à l'émergence d'un accord, et aider au règlement des conflits. L'évaluation économique de ces externalités constitue en cela un élément qui pourrait accompagner la coordination collective. Les résultats empiriques présentés dans cet article traduisent l'apport qui peut être attendu de tels travaux dédiés à l'évaluation économique des valeurs des aménités naturelles et des coûts des nuisances environnementales. Cet apport se situe notamment à deux niveaux.

Le premier tient à la capacité des méthodes d'évaluation économique à prendre en compte les conséquences d'une décision sur tout un ensemble de groupes sociaux et pas seulement les bénéficiaires directs (Godard, 1996). Le recours à la méthode hédonique a permis ici d'apprécier les coûts des nuisances liées aux infrastructures pour les acteurs touristiques. Il faut cependant souligner que la méthode des prix hédoniques ne révélant que les valeurs d'usage, les évaluations dont nous disposons peuvent être extrêmement limitées pour accompagner les décisions publiques en matière de localisation d'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 aussi importantes que leur valeur d'usage.

A l'heure actuelle, la seule recherche traitant de l'évaluation de ces valeurs de préservation a été menée par Meyerhoff et al. (2010). Les auteurs mobilisent la méthode des préférences déclarées pour étudier la localisation des éoliennes étant donné les enjeux de conservation associés aux paysages de la localité d'accueil. Leur étude néglige la valeur d'usage. 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 ou protégés, mais dont les pertes en termes de valeur de non-usage (biodiversité, patrimoine naturel) peuvent se révéler largement plus importantes. Une réflexion qui tient compte à la fois des valeurs d'usage et des valeurs 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 en effet tenir compte des différents bénéfices et coûts environnementaux et rendre explicite la nature des arbitrages sous-jacents.

Un second apport de ce travail est d'ouvrir des pistes de réflexion pour les politiques publiques en matière de localisation des infrastructures énergétiques. Dans l'ensemble, les résultats confirment que les prix de marché de locations de vacances situées dans une commune traversée par les lignes à haute tension ou proche d'un parc éolien sont relativement plus faibles, même si les résultats restent fortement dépendants des bases de données utilisées et des indicateurs employés pour caractériser et mesurer les nuisances visuelles.

Actuellement, seuls les propriétaires fonciers et immobiliers peuvent prétendre à des indemnités en présence des infrastructures de l'énergie. C'est le cas pour les agriculteurs dont les terrains accueillent les ouvrages, mais aussi pour les propriétaires riverains de lignes à haute tension qui peuvent obtenir une compensation pour le préjudice visuel causé. Restreindre les modalités d'indemnisation des coûts externes des infrastructures de l'énergie à ces deux types d'usagers soulève des questions d'efficacité au regard notamment des différentes logiques socioéconomiques qui façonnent les coûts externes et leurs montants pour les usagers touristiques. La mise en œuvre de ces compensations peut également poser des problèmes d'équité entre les individus, étant donné les hétérogénéités des conditions

socioéconomiques et environnementales locales. On ne peut donc exclure la pertinence d'une telle indemnisation individuelle pour le cas des propriétaires des locations de vacances, qui serait ici une forme de reconnaissance des enjeux touristiques dans les territoires ruraux.

Cependant, le versement d'indemnisations individuelles aux propriétaires des gîtes resterait une modalité très limitée pour favoriser la création de valeur au sein des économies touristiques, qui s'appuie d'abord sur la qualité des conditions d'accueil, l'accessibilité du bord de mer et des sites de loisirs, comme le montrent nos résultats. Les mécanismes compensatoires visant plus largement les communautés d'accueil peuvent constituer une alternative permettant d'améliorer l'insertion territoriale des projets d'infrastructures de l'énergie (Garcia et al., 2016). Des projets territoriaux financés par les opérateurs (comme cela est le cas dans certains projets de lignes à haute tension) peuvent contribuer à atténuer les formes de disparités que peut occasionner pour certains acteurs la présence des ouvrages. La répartition et l'affectation des recettes fiscales de l'éolienne seraient également déterminantes. Les pistes de recherches sont ainsi très nombreuses et encore peu explorées autour des mécanismes compensatoires, de leur objet, ou des formes monétaires et non monétaires qu'ils doivent prendre.

REFERENCES

- Anselin, L.**, 2002, Under the hood Issues in the specification and interpretation of spatial regression models, *Agricultural Economics*, 27, 247–267.
- Anselin, L., Arribas-Bel, D.**, 2013, Spatial fixed effects and spatial dependence in a single cross-section, *Papers in Regional Science*, 92, 1, 3-17.
- Baudry, M. Maslianskaia-Pautrel, M.**, 2011, Une remise en cause de la méthode des prix hédoniques en présence d'une segmentation de marché, *Revue Economique*, 62, 3, 567–578.
- Baumont, C., Legros, D.**, 2013, Nature et impacts des effets spatiaux sur les valeurs immobilières, *Revue Economique*, 64, 911–950.
- Bell, K.P., Bockstael, N.E.**, 2000, Applying the Generalized-Moments Estimation Approach to Spatial Problems Involving Micro-Level Data, *Review of Economics and Statistics*, 82, 72–82.
- Betakova, V., Vojar, J., Sklenicka, P.**, 2015, Wind turbines location: How many and how far? *Applied Energy*, 151, 23–31.
- Bond, S., 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 Property Research Journal*, 6, 52–60.
- Boxal, P.C., Chan, W.H., McMillan, M.L.**, 2005, The impact of oil and natural gas facilities on rural residential property values: a spatial hedonic analysis, *Resource and Energy Economics*, 27, 248–269.
- Broekel, T., Alfken, C.**, 2015, Gone with the wind? The impact of wind turbines on tourism demand, *Energy Policy*, 86, 506–519.
- Bureau D., Point P.**, 2013, Microévaluation environnementale. L'évaluation économique des services ou des dommages liés à l'environnement, vingt ans après, *Economie et Statistique*, 460, 1, 71-77.
- Colwell, P.**, 1990, Power Lines and Land Value, *Journal of Real Estate Research*, 5, 117–127.
- Cook, D. Brynhildur D., Dadi Mar K.**, 2016, Energy projects in Iceland – Advancing the case for the use of economic valuation techniques to evaluate environmental impacts, *Energy Policy*, 94, 104-113.
- Dale, L., Mirdoch, J.C., Thayer, M.A., Waddell, P.A.**, 1999, Do Property Values Rebound from Environmental Stigmas? Evidence from Dallas, *Land Economics*, 75, 311–326.
- Ek, K., 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, *Ecological Economics*, 105, 193–203.

- Elliott, P., Wadley, D.**, 2012, Coming to Terms with Power Lines, *International Planning Studies*, 17, 179–201.
- Enevoldsen, P., Sovacool, B.K.**, 2016, Examining the social acceptance of wind energy: Practical guidelines for onshore wind project development in France, *Renewable and Sustainable Energy Review*, 53, 178–184.
- Faburel, G., Chevallier, K. & Tartière, S.**, 2011, Analyse socio-environnementale du territoire de 10 communes de la Variante Ouest du projet de reconstruction de la ligne THT Avelin-Gavrelle, Le rôle structurant du principe de justice environnementale pour l'« acceptabilité » sociale. Rapport final pour RTE Nord, 48 p.
- Florax, R.J.G.M., Folmer, H., Rey, S.J.**, 2003, Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology, *Regional Science and Urban Economics*, 33, 557–579.
- Frantal, B., Kunc, I.**, 2011, Wind turbines in tourism landscapes: Czech experience. *Annals of Tourism Research*, 38, 2, 499–519.
- Garcia, J. H., Cherry, T. L., Kallbekken, S., Torvanger, A.**, 2016, Willingness to accept local wind energy development: Does the compensation mechanism matter? *Energy Policy*, 99, 165–173.
- Gibbons, S.**, 2015, Gone with the wind: Valuing the visual impacts of wind turbines through house prices, *Journal of Environmental Economics and Management*, 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. *Rapport*, 32 p.
- Godard, O.** (1996) L'évaluation économique comme procédure de coordination dans la protection de l'environnement et de la santé. *Cahiers du groupe Epistémologie des Cindyniques*, 3, 39–61.
- Hamilton, S.W., Schwann, G.M.**, 1995, Do High Voltage Electric Transmission Lines Affect Property Value? *Land Economics*, 71, 436–444.
- Heintzelman, M.D., Tuttle, C.M.**, 2012, Values in the Wind: A Hedonic Analysis of Wind Power Facilities, *Land Economics*, 88, 571–588.
- Hoen, B., Brown, J.P., Jackson, T., Thayer, M.A., Wisser, R., Cappers, P.**, 2015, Spatial Hedonic Analysis of the Effects of US Wind Energy Facilities on Surrounding Property Values, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 51, 22–51.
- Hoen, B., Wisser, R., Cappers, P., Thayer, M., & Sethi, G.**, 2011, Wind energy facilities and residential properties: the effect of proximity and view on sales prices, *Journal of Real Estate Research*, 33, 3, 279–316.
- Jobert, A., Laborgne, P., Mimler, S.**, 2007, Local acceptance of wind energy: Factors of success identified in French and German case studies, *Energy Policy*, 35, 2751–2760.
- Kelejian, H.H., Prucha, I.R.**, 1999, A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model, *International Economic Review*, 40, 509–533.
- Le Gallo, J.**, 2002, Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire, *Economie et Prévision*, 155, 139–157.
- Le Goffe, P.**, 2000, Hedonic Pricing of Agriculture and Forestry Externalities, *Environment and Resource Economics*, 15, 397–401.
- Lilley, M.B., Firestone, J., Kempton, W.**, 2010, The Effect of Wind Power Installations on Coastal Tourism, *Energies*, 3, 1–22.
- Maslianskaia-Pautrel, M., Baumont, C.**, 2013, Spatial Weights Configuration and Impact of Environmental Externalities on Housing Prices, Rochester, Social Science Research Network, 41 p.
- Matsuyama, K.** (1995) Complementarity and cumulative processes in models of monopolistic competition, *Journal of Economic Literature*, 33, 701–729.
- Mattmann, M., Logar, I., Brouwer, R.**, 2016, Wind power externalities: A meta-analysis, *Ecological Economics*, 127, 23–36.
- Meyerhoff, J., Ohl, C., Hartje, V.**, 2010, Landscape externalities from onshore wind power, *Energy Policy*, 38, 82–92.
- Mollard, A., Rambonilaza, T., Vollet, D.**, 2006, Aménités environnementales et rente territoriale sur un marché de services différenciés : le cas du marché des gîtes ruraux labellisés en France, *Revue d'économie politique*, 116, 2, 251 – 276.
- Moran, P. A.**, 1950, A test for the serial independence of residuals, *Biometrika*, 37, 1/2, 178–181.

- Munday, M., Bristow, G., Cowell, R.**, 2011, Wind farms in rural areas: how far do community benefits from wind farms represent a local economic development opportunity? *Journal of Rural Studies*, 27, 1, 1-12.
- Nadai, A., 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, *Agricultural and Resource Economic Review*, 39, 3, 485-504.
- O'Hare, M.**, 1977, Not on My Block You Don't: Facility Siting and the Strategic Importance of Compensation, *Public Policy*, 25, 4, 407-58.
- Réseau de Transport d'Électricité**, 2015, Schéma décennal de développement du réseau, version consultable : http://www.rte-france.com/sites/default/files/sddr_2015_national.pdf
- Rosiers, F.**, 2002, Power Lines, Visual Encumbrance and House Values: A Microspatial Approach to Impact Measurement, *Journal of Real Estate Research*, 23, 275-302.
- Sims, S., Dent, P.**, 2005, High-voltage Overhead Power Lines and Property Values: A Residential Study in the UK, *Urban Studies*, 42, 665-694.
- Sims, S., Dent, P., Oskrochi, G.R.**, 2008, Modelling the impact of wind farms on house prices in the UK, *International Journal of Strategy and Property Management*, 12, 251-269.
- Sousa, A. J. G., Kastenholz, E.**, 2015, Wind farms and the rural tourism experience—problem or possible productive integration? The views of visitors and residents of a Portuguese village, *Journal of Sustainable Tourism*, 23, 8-9, 1236-1256.
- Spath, L., Scolobig A.**, 2017, Stakeholder empowerment through participatory planning practices: The case of electricity transmission lines in France and Norway, *Energy Research & Social Science*, 23, 189-198.
- Sunak, Y., Madlener, R.**, 2015, The impact of wind farms on property values: A locally weighted hedonic pricing model. *Papers in Regional Science*, 96, 2, 423-444.
- Sunak, Y., Madlener, R.**, 2016, The impact of wind farm visibility on property values: A spatial difference-in-differences analysis, *Energy Economics*, 55, 79-91.
- Van Rensburg, T., Kelley, H., Jeserich, N.**, 2015, What influences the probability of wind farm planning approval: Evidence from Ireland, *Ecological Economics*, 111, 1-22.
- Vyn, R.J., McCullough, R.M.**, 2014, The Effects of Wind Turbines on Property Values in Ontario: Does Public Perception Match Empirical Evidence? *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 62, 365-392.
- Westerberg, V., Jacobsen, J.B., Lifran, R.**, 2013, The case for offshore wind farms, artificial reefs and sustainable tourism in the French Mediterranean, *Tourism Management*, 34, 172-183.
- Wolsink, M.**, 2007, Wind power implementation: The nature of public attitudes: Equity and fairness instead of "backyard motives." *Renewable and Sustainable Energy Review*, 11, 1188-1207.
- Zaal, M. P., Terwel, B. W., Ter Mors, E., Daamen, D. D.**, 2014, Monetary compensation can increase public support for the siting of hazardous facilities, *Journal of Environmental Psychology*, 37, 21-30
- Zerrahn, A.**, 2017, Wind Power and Externalities, *Ecological Economics*, 141, 245-260.

ANNEXES

Tableau 8. Définition des variables retenues pour l'analyse

Variables	Description (unité)	Source	Moy. (*nb)	Ecart- type (*=%)	Méd.	Min.	Max.
Intrinsèques							
capacité	nombre de personnes	Gîtes de France (2013)	4,8	1,8	4	1	18
capacité/chambre	nombre de personnes /chambre	Gîtes de France (2013)	2,1	0,5	2	1	6
confort	nombre d'épis	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) ¹	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

¹ D. Joly, T. Brossard, H. Cardot, J. Cavailhes, M. Hilal, P. Wavresky, 2010, Les types de climats en France, une construction spatiale, *Cybergeo : European Journal of Geography*, mis en ligne le 18 juin 2010, consultable sur le site suivant : <http://cybergeo.revues.org/23155>

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

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

Tableau 10. Tests de la présence d'autocorrélation spatiale dans l'équation hédonique avec effets fixes départementaux

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

Calcul des prix implicites

D'après notre équation de prix hédoniques, nous pouvons obtenir les prix implicites en multipliant le coefficient par le prix moyen du gîte.

Pour déterminer le prix implicite des variables binaires (animaux, piscine, internet, loisirs), nous calculons $[exp(coef) - 1] \times \bar{P}$.

Pour les variables de distance, les prix implicites peuvent être calculés pour des segments particuliers entre deux distances d_1 et d_2 : $coef \times \bar{P} \times \left(\frac{d_2 - d_1}{d_1}\right)$.

Tourist value of environmental amenities and nuisances due to renewable energy infrastructure: A spatial hedonic approach

Abstract - Installing greater numbers of renewable energy solutions in France has the potential to generate various negative externalities for the users of rural areas. Wind turbines and overhead power lines can often be seen as “eyesores” which adversely affect the aesthetic qualities of rural landscapes, thus reducing their use value. In this study, we apply the hedonic price method to evaluate this loss of value in terms of external costs for the tourist sector. The results of a generalized method of moments estimation, to deal with spatial autocorrelation of errors, highlighted the importance of comfort and proximity to the coast in determining the rental price of each property. They also confirm that rental price was significantly reduced when properties were located close to energy infrastructures. While it is important not to lose sight of the fact that the majority of rural cottages are currently located at some considerable distance from energy infrastructures, the external costs for vacation rentals highlighted in this study show that appropriate support mechanisms need to be put in place.

Key-words:

Environmental nuisance
Economic valuation
Hedonic prices
Infrastructures
Wind farm