



HAL
open science

Effet d'une taxe et d'un droit d'entrée sur les consentements à payer des touristes pour de nouvelles réserves naturelles dans le golfe du Morbihan

Louinord Voltaire, Abdelhak Nassiri, Denis Bailly, Jean Boncoeur

► To cite this version:

Louinord Voltaire, Abdelhak Nassiri, Denis Bailly, Jean Boncoeur. Effet d'une taxe et d'un droit d'entrée sur les consentements à payer des touristes pour de nouvelles réserves naturelles dans le golfe du Morbihan. *Revue d'Etudes en Agriculture et Environnement - Review of agricultural and environmental studies*, 2011, 92, pp.183-209. hal-01201222

HAL Id: hal-01201222

<https://hal.science/hal-01201222v1>

Submitted on 17 Sep 2015

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Effet d'une taxe et d'un droit d'entrée sur les consentements à payer des touristes pour de nouvelles réserves naturelles dans le golfe du Morbihan

Louinord VOLTAIRE*, Abdelhak NASSIRI**, Denis BAILLY***, Jean BONCŒUR***

* Auteur correspondant : UMR-AMURE, université de Brest, 12 rue de Kergoat, CS 93837, 29238 Brest cedex 3

e-mail : louinord.voltaire@univ-brest.fr

** ICI, université de Brest, F-29238 Brest cedex 3

*** UMR-AMURE, université de Brest, F-29238 Brest cedex 3

Résumé – A l'aide de la méthode d'évaluation contingente, cet article compare les effets d'une taxe d'hébergement et d'un droit d'entrée sur les préférences des touristes pour la création de réserves naturelles dans le golfe du Morbihan (France). Les résultats mettent en évidence une influence significative des supports de paiement, d'une part, sur la décision des répondants de payer ou non, et, d'autre part, sur les montants annoncés. Au-delà de l'impact des formes de paiement sur l'arbitrage réalisé par les interviewés, l'article montre que, du point de vue de la population touristique, il y a bien un bénéfice à protéger le littoral du golfe du Morbihan par le biais des réserves naturelles.

Mots-clés : méthode d'évaluation contingente, réserve naturelle, véhicule de paiement, taxe d'hébergement, droit d'entrée, touriste

Tax and entrance fee effects on tourists' willingness-to-pay for new nature reserves in the Gulf of Morbihan

Summary – Using contingent valuation method, this paper empirically examines the effects of a special accommodation tax and an entrance fee on tourists' willingness-to-pay (WTP) for new nature reserves in the Gulf of Morbihan (France). The results show that the payment vehicles affect not only the decision to pay, but also the amounts given. Beyond this significant impact, they demonstrate that tourists receive a benefit from the creation of nature reserves.

Keywords: contingent valuation method, nature reserve, payment vehicle, accommodation tax, entrance fee, tourist

Classification JEL : H41, Q26

1. Introduction

Les aires naturelles protégées sont aujourd'hui : « *la pierre angulaire de presque toutes les stratégies nationales et internationales de conservation de la nature* » (Dudley, 2008). Mises à part de rares initiatives d'investisseurs privés, la création de ces espaces relève de l'action des autorités publiques. Toutefois, avant de s'engager financièrement dans cette voie, celles-ci manifestent souvent le besoin de connaître les consentements à payer (CAP) des bénéficiaires, dans l'optique d'une analyse coût-bénéfice. Face à cet enjeu, plusieurs méthodes d'évaluation fondées sur les préférences individuelles sont possibles : les méthodes indirectes telles que les méthodes des coûts de transport et des prix hédonistes et celles directes, à savoir la méthode d'évaluation contingente (MEC) et l'analyse conjointe¹. Parmi toutes ces techniques, c'est la MEC qui est retenue dans cet article. Plusieurs raisons sont à l'origine de ce choix. D'abord, nous avons rejeté la première catégorie de méthodes parce que l'exercice d'évaluation conduit ici s'inscrit dans une démarche *ex-ante*, le but étant d'évaluer un objet avant sa réalisation. Il est donc impossible d'observer le comportement des individus sur des marchés complémentaires au bien en question. Ensuite, nous avons écarté les méthodes composant l'analyse conjointe parce que leur utilisation n'est justifiée que si l'objet évalué est de nature « multi-attributs » et que l'on veuille estimer les CAP des enquêtés pour chacun des attributs. Lorsque, comme cela est le cas ici, on ne s'intéresse qu'aux CAP des individus pour un nouveau bien, qu'il soit ou non multi-attributs, il est alors plus judicieux d'utiliser la MEC. Cette méthode consiste à réaliser une enquête par questionnaire, au cours de laquelle un scénario hypothétique impliquant un bien non marchand est présenté en détails aux interviewés (Bateman *et al.*, 2002) qui, généralement via un ou plusieurs véhicules de paiement, déclarent leur CAP pour en bénéficier.

Parmi toutes ces techniques d'évaluation, la MEC est aujourd'hui la plus utilisée : on en compterait près de 10 000 cas d'application (Flachaire et Hollard, 2006). Cependant, elle est aussi celle qui suscite le plus de débats au sein des économistes (voir, par ex., Diamond et Hausman, 1994). Une des questions fréquemment posées est de savoir si les agents interrogés sont sensibles au mode de paiement proposé. L'intérêt de cette interrogation réside dans le fait que le format de paiement joue un rôle central dans le scénario contingent car il représente le support de l'échange entre « l'offreur » du bien environnemental (le décideur public ou privé) et « son demandeur » (la société). En l'absence d'un lien unissant le véhicule de paiement à la fois avec l'actif évalué et le public concerné, les problèmes qui en découlent peuvent ne pas être négligeables. Il a été ainsi démontré que certains individus réagissaient différemment suivant le mode de paiement en présence jusqu'à perdre de vue l'exercice contingent, et répondre plutôt en réaction au format de paiement lui-même (Scherrer, 2003)². Mais

¹ L'analyse conjointe est elle-même composée de quatre méthodes : méthode des choix expérimentaux, analyse de pondération, classement contingent et comparaison par paires (voir Bateman *et al.*, 2002 pour plus de détails).

² C'est le cas dans les travaux de Johnston *et al.* (1999) ; Morrison *et al.* (2000) ; Champ *et al.* (2002) ; Scherrer (2002 et 2003) ; Bergstrom *et al.* (2004) ; Huhtala (2004) ; Kontoleon *et al.* (2005) ; Campos *et al.* (2007) ; Wisner (2007) ; Huhtala et Pouta (2008).

en l'état actuel des connaissances en matière de comportement du public face à différentes options de paiement pour un bien hors marché, les travaux sont jugés encore insuffisants (Ivehammar, 2009) pour en tirer des conclusions « fermes ». Cet article propose d'alimenter cette partie de la littérature de la MEC, en analysant l'impact des modalités de paiement sur le CAP.

Le site d'étude choisi est le golfe du Morbihan (Bretagne, France). Ce choix a été guidé essentiellement par l'existence sur ce territoire d'un projet de parc naturel régional (PNR), appelé « Parc naturel régional du golfe du Morbihan », lancé en 1999 suite à une délibération du Conseil régional de Bretagne. Regroupant 38 communes, ce projet de PNR, piloté par le syndicat intercommunal d'aménagement du golfe du Morbihan (SIAGM), a reçu, en 2009, les avis favorables du Conseil national de protection de la nature (CNP), de la fédération des parcs et du ministère de l'Écologie, de l'Énergie, du Développement durable et de la Mer (MEEDDM). Ses objectifs se déclinent en trois axes : 1) faire des patrimoines un atout pour le territoire ; 2) assurer pour le territoire un développement durable et solidaire ; 3) mettre l'homme au cœur du projet du territoire (SIAGM, 2009). Dans l'axe 1 du projet de charte, selon la source précitée, il est précisé que le futur parc entend participer à l'animation et à la mise en œuvre des dispositifs de protection. Plus précisément, il aura pour mission de formuler et faciliter la mise sous protection de certains sites sensibles ou menacés, notamment les îles, les îlots et les lagunes littorales. Cela signifie que, dans le périmètre du prochain parc, des initiatives de protection et de gestion du milieu naturel vont être prises. Dans cet article, nous nous plaçons dans la perspective de l'implantation de réserves naturelles.

A l'instar de plusieurs études contingentes portant sur les espaces naturels (Point, 1999 ; Dhamaratne *et al.*, 2000 ; Arin et Kramer, 2002 ; Campos *et al.*, 2007 ; Mmopelwa *et al.*, 2007 ; Baral *et al.* 2008 ; Reynisdottir *et al.*, 2008 ; Uyarra *et al.*, 2010), nous nous intéressons ici aux préférences des touristes pour les réserves. Le choix de cette population s'explique par la réalité touristique dans le golfe. Chaque année, cette zone accueille environ 1,2 million de touristes (Queffelec et Philippe, 2008), faisant du Morbihan le quatrième département touristique français en termes de nuitées (Conseil général du Morbihan, 2005), et générant près de 10 % du PIB (CCIM, 2008). L'attractivité du territoire s'appuie en grande partie sur son patrimoine naturel, selon les résultats d'une enquête menée par MORGOAT (Mise en œuvre régionale et globale d'une observation de l'activité touristique, 2005) pour le compte du Comité départemental du tourisme du Morbihan (CDTM). Selon ces résultats, le patrimoine naturel est la deuxième principale raison évoquée motivant un séjour. Pour 96 % des touristes, les sites naturels constituent un point positif pour le département et plus de 33 % disent en avoir visité au moins un. Autant de données qui suggèrent que ces agents accordent bien une valeur à de tels espaces.

Après une revue des modes de paiement utilisés dans la littérature, le choix a porté sur le droit d'entrée et la taxe d'hébergement pour leur crédibilité dans le contexte du golfe. En effet, les touristes sont familiers non seulement de la taxe d'hébergement, mais aussi du droit d'entrée, car le golfe dispose déjà d'une réserve naturelle dont l'entrée est payante (la réserve naturelle du marais de Séné). Cette sélection a été également imposée par la volonté d'apporter une contribution au débat

opposant la taxe au droit d'entrée dans le cadre des espaces naturels (Laarman et Gregersen, 1996 ; Watson et Herath, 1999). Contrairement à ce que l'on pourrait penser, ce débat n'est pas clos. Il gagne au contraire en importance avec la fréquentation croissante des sites, posant ainsi la question de la régulation de l'usage de ces milieux naturels et celle des sources de financement complémentaires à l'impôt (taxe indirecte/taxe directe comme la taxe d'hébergement) à trouver pour couvrir les coûts supplémentaires occasionnés. Dans ces deux cas, l'instauration d'un péage à l'entrée (droit d'entrée) peut être envisagée (Wu, 2010). Le problème est que si, en France, la taxe semble être acceptée par le public, le principe du droit d'entrée se heurte à de nombreux obstacles, notamment juridiques (droit du domaine public) et sociaux (tradition de l'accès libre et gratuit à la nature) (Vour'h et Natali, 2000). Becker (2009) identifie trois principaux arguments habituellement avancés à l'encontre de l'application du droit d'entrée aux espaces naturels :

- **Biens publics** : les sites naturels sont des biens publics (appartenant à tout le monde) et, à ce titre, doivent être financés par l'Etat via les taxes (Crandall et Driver, 1984 ; Dustin *et al.*, 2000).
- **Equité** : le principe du droit d'entrée est discriminatoire vis-à-vis des personnes à faible revenu (Ostergren *et al.*, 2005), car il les contraint à réduire leur fréquentation du site naturel devenu payant ou les exclut de son usage (More, 2000). D'autre part, il est inéquitable dans la mesure où les espaces protégés bénéficient à l'ensemble de la société, en générant à la fois des bénéfices d'usage et de non-usage (Cullen, 1998 ; Crockrell et Wellman (1985) cités par Nyaupane *et al.*, 2007).
- **Commercialisation** : le principe du droit d'entrée commercialise les aires protégées, ce qui est moralement inacceptable (Free Our Forest (2003) cité par Grewell, 2004) et dénature le plaisir d'y pratiquer des activités récréatives (Watson (1999) cité par Grewell, 2004).

Le travail de Scherrer (2002), réalisé sur la remise en état de la forêt de Fontainebleau (France), illustre cette perception des individus du droit d'entrée : confrontés à trois véhicules de paiement, dont un droit d'entrée et une augmentation des impôts locaux, environ 75 % des personnes interrogées sur place ont refusé de payer le premier contre 63 % pour le second. Pour justifier le refus du droit d'entrée, la majorité des « protestataires » (50 %) a avancé l'argument du « bien public », selon lequel « *on ne paie pas pour la nature, la forêt est à tout le monde* ». Le présent article offre donc l'occasion de vérifier si cette perception de ces types de paiement demeure ou non. Est-ce que le public (les touristes) est aujourd'hui aussi favorable, voire plus favorable, à l'achat d'un droit d'entrée plutôt qu'à l'acquiescement d'une taxe pour financer les espaces naturels protégés ?

Dans la section suivante, nous décrivons la méthodologie de l'enquête. Dans la section 3, nous présentons les résultats statistiques. La dernière partie analyse les résultats économétriques.

2. Méthodologie de l'enquête

Pour collecter les données, deux questionnaires, différenciés par le mode de paiement, ont été préparés³. Le début de chaque interview consistait à présenter au sondé le contexte de l'enquête et à vérifier s'il était ou non un touriste. Conformément à la définition internationale de ce terme (Cuvélier, 1998), seuls ont été interrogés les individus n'habitant pas le golfe et y passant au moins une nuit. Nous leur avons donc demandé la commune de leur résidence principale et la durée du séjour (une journée, 1-4 nuits, plus de 4 nuits, à un mois et plus d'un mois)⁴.

Les questions ont ensuite porté sur le comportement des sujets en matière de pratiques récréatives (Scherrer, 2002 ; Martín-López *et al.*, 2007 ; Oueslati *et al.*, 2008), de fréquence des visites (Dharmaratne *et al.*, 2000 ; Scherrer, 2002) et des modes d'hébergement (hôtel, meublé ou location saisonnière, gîte rural, résidence secondaire personnelle, résidence de parents et amis, ...). Les réponses à cette dernière question ont été par la suite classées en trois groupes : hébergement marchand, hébergement non marchand et résidence secondaire personnelle. Nous avons tenu à différencier les résidences secondaires personnelles des autres modes d'hébergement non marchands (résidences de parents/amis, camping car, ...) parce que les touristes occupant ces derniers ne sont pas directement concernés par une taxe d'hébergement. De ce fait, ils peuvent se comporter en « passagers clandestins », notamment en acceptant de la payer massivement sachant qu'ils y échapperaient en situation réelle. Ce biais de mode de paiement est surnommé « biais de conception » par Willinger (1996), ou « biais de couverture » (*coverage bias*) par Morisson *et al.* (2000). Pour l'éviter, la solution idéale aurait été d'exclure de la base de données les individus concernés. Mais ce procédé aurait posé la question de la représentativité des échantillons étudiés en termes d'hébergement touristique car, selon les chiffres de MORGOAT (2005), sur l'ensemble des nuitées touristiques effectuées en non marchand en cœur de saison (46 %), 25 % sont réalisés hors résidence secondaire personnelle (majoritairement chez des parents/amis). Pour cette raison, nous avons décidé de garder ces observations, moyennant des tests prouvant que les intéressés n'ont pas faussé leurs préférences. Ces tests seront explicités dans la section 4.

Par la suite, nous avons interrogé les touristes sur leur sensibilité environnementale, comme il est de règle dans ce genre d'enquête. Plus précisément, ils ont eu à répondre à ces questions : le degré d'importance de la nature (Shrestha *et al.*, 2002) et de la culture dans leurs choix d'activités récréatives ; leur perception de l'impact des pratiques récréatives sur la nature (Petrosillo *et al.*, 2007) ; la visite éventuelle de la réserve naturelle de Séné pendant le séjour ; le degré auquel ils se sentent concernés par la protection de la nature (Bateman *et al.*, 2006 ; Kniivilä, 2006 ; Togridou *et al.*, 2006 ; Baral *et al.*, 2008) ; leur degré d'accord avec les arguments : « *les touristes doivent payer pour la protection de la nature des régions qu'ils visitent* » et « *refuser de payer pour la protection de la nature représente en soi un acte d'irresponsabilité individuelle* » et, enfin, l'éventualité de participer financièrement à la réalisation de toute initiative visant à protéger la nature⁵.

³ Une traduction en anglais a été réalisée pour les touristes étrangers.

⁴ Ces catégories ont été calées sur l'enquête MORGOAT (2005).

⁵ Cette interrogation s'inscrit dans la même logique que celle retrouvée dans l'étude de Huhtala (2004), qui est de préparer l'interviewé à la question d'évaluation.

Ensuite, nous leur avons décrit le programme. Sa présentation a été accompagnée d'une carte, précisant l'espace géographique impliqué, à l'image de Richer (1995) et Bateman et Langford (1997), afin de rendre l'exercice le plus crédible possible⁶. Une fois le scénario exposé, nous avons indiqué à un échantillon que le financement serait assuré soit par l'acquiescement d'une taxe d'hébergement soit par l'achat d'un droit d'entrée, en fonction du questionnaire utilisé. La taxe serait individuelle et acquittée à l'année par les personnes logeant en résidence secondaire personnelle ou sur la durée totale du séjour par celles séjournant dans les autres types d'hébergement. Pour faciliter la comparaison, le droit d'entrée serait individuel et valable une semaine. Pour les deux vecteurs de paiement, une liste identique de montants allant de 0 à 50 € par tranche de 5 € a été offerte. L'encadré 1 présente le scénario fictif tel qu'il a été lu aux enquêtés ainsi que les questions d'évaluation⁷.

En accord avec Bonnieux *et al.* (1995) et Oueslati *et al.* (2008), nous avons posé une question complémentaire aux touristes ayant refusé de payer de façon à différencier les vrais zéros des faux. Cette question a été énoncée sous forme de propositions parmi lesquelles l'enquêté devait signaler celle qui correspondait au principal argument expliquant sa réponse nulle.

Pour tirer une indication sur les intentions des sujets, notamment ceux ayant manifesté un montant positif pour la taxe, de visiter ou non les nouvelles réserves naturelles, nous leur avons demandé ce qu'ils feraient en cas de création de ces dernières. Trois suggestions leur ont été formulées : visiter au moins une des réserves, n'en visiter aucune ou aller dans une autre zone non couverte par la taxe. Cette typologie visiteurs/non-visiteurs permet de confirmer si l'usage futur des réserves a bien un impact positif sur le CAP, comme l'a mis en évidence Kniivilä (2006). La même question a été posée pour le droit d'entrée, pas pour les mêmes raisons que celles évoquées pour la taxe, mais plutôt pour vérifier la cohérence des réponses. Il s'agit là de l'un des points faibles de ce support de paiement : il place le sondé uniquement dans une logique d'usage alors que ses préférences peuvent être telles qu'il retire également des bénéfices de la seule existence des réserves ou de leur usage par d'autres (Point, 1999).

⁶ Toujours dans cette logique de crédibilité, le scénario a été élaboré avec l'aide de certains membres du SIAGM.

⁷ On notera qu'au niveau des montants offerts avec la taxe, aucune différenciation n'a été effectuée selon le mode d'hébergement ou la durée du séjour. L'explication réside, d'une part, dans le souci de comparaison avec le droit d'entrée et, d'autre part, dans les résultats d'une pré-enquête, menée en novembre 2006 lors des vacances de la Toussaint, auprès d'une vingtaine de touristes par vecteur de paiement. Ce test avait pour but de vérifier la compréhension des questions et de choisir les valeurs qui composeraient la carte de paiement. Comme le préconise Terra (2005), nous avons ouvertement demandé leur CAP aux sondés. Les résultats ont révélé des pics de CAP de 0,5, 10 et 15 €. Suite à ce constat, nous avons décidé de conserver cet échelonnement de valeurs. Sur le plan empirique, cette décision se justifie par l'article de Brouwer *et al.* (2008), dans lequel la carte de paiement utilisée est identique pour tous les répondants, quelle que soit la fréquence de paiement choisie par ces derniers dans une liste de trois propositions faites par les auteurs : une fois pour toute (*one-time-off*), par mois et par an.

Enfin, les questions sur les caractéristiques socio-économiques et démographiques ont été posées à la fin de l'interview, comme le préconisent Bateman *et al.* (2002). Elles ont porté sur le sexe des intéressés, leur situation matrimoniale, leur département d'origine, si de nationalité étrangère, leur âge, le revenu mensuel du ménage et leur niveau d'étude.

3. Caractéristiques et présentation des données

L'enquête proprement dite a donné lieu à 1 008 entrevues en face-à-face, menées durant l'été 2007. Cependant, l'échantillon final est composé de 1 000 individus, soit 502 pour la taxe et 498 pour le droit d'entrée, après exclusion de deux touristes qui avaient accepté de payer la taxe, puis déclaré envisager d'aller ailleurs en cas de réalisation du projet, et de six autres avec un CAP positif pour le droit d'entrée sans cependant compter visiter les réserves⁸. Pour éviter un biais de sélection au profit des seuls agents intéressés par les attributs naturels du golfe, nous avons réparti les efforts d'enquête sur des zones correspondant à différentes pratiques récréatives. En suivant les recommandations des membres du SIAGM et du CDTM, nous avons donc retenu des sites urbains classés sous l'appellation « Ville » (Arzon, Vannes et Penvins) et des sites « nature » dits « Ile » (île aux Moines et île d'Arz). Pour ne pas encombrer l'analyse présentée dans cet article, nous nous limitons aux seuls sous-groupes « Ville » composés de 343 touristes pour la taxe et de 306 autres pour le droit d'entrée. Les individus formant ces sous-groupes ont été interrogés sur les plages, embarcadères, ports, dans les centres villes, à proximité de l'aquarium de Vannes, du château de Suscinio (Penvins) et à la Pointe de Penvins.

Tous formats de paiement réunis, d'un point de vue socio-économique et démographique, les sondés se caractérisent par 50,9 % d'hommes, et sont âgés de 44 ans en moyenne. Ils sont à 89 % de nationalité française, et viennent principalement de la région parisienne (26 %) et de la région ouest (23 %). 82,4 % vivent en couple, 65 % séjournent dans le golfe en famille avec enfants, 32,1 % ont un niveau d'étude correspondant au BEP-CAP-BAC, 22 % au BAC + 2 et 46 % au BAC + 3 et plus. Le revenu mensuel du ménage est estimé à 3 617 €.

En termes de « comportement touristique », 34,4 % visitent le golfe pour la première fois tandis que 30,6 % y viennent de temps en temps et 35 % souvent. Ils y restent majoritairement pour une longue durée (76,4 %) ; 12,8 % et 10,8 % y séjournent respectivement pour une courte période et une très longue période. Par ailleurs, 63,9 % séjournent en hébergement marchand, 14,5 % en résidence secondaire personnelle et 21,6 % chez des parents ou amis. Parmi les principales activités récréatives pratiquées, la plage tient la première place (94,5 %), suivie de la promenade (92,8 %), la visite de sites naturels (76,4 %), de monuments/musées (52,6 %) et des activités nautiques (42 %) ⁹.

⁸ Ces chiffres se situent dans la fourchette (200 à 1 000 ou plus) proposée par Loomis et Walsh (1997) quant à la taille de l'échantillon requise pour une évaluation contingente.

⁹ Ces activités proposées ont été calées sur l'enquête MORGOAT (2005).

Encadré 1. Le scénario contingent et les questions d'évaluation

Le scénario contingent

D'après les résultats d'une enquête réalisée récemment, plus de 95 % des touristes apprécient la qualité des sites naturels du Morbihan. Les grands sites récréatifs naturels risquent toutefois d'être victimes de l'accroissement de la fréquentation touristique. Dans le souci de mieux protéger la nature et d'encourager des pratiques récréatives plus respectueuses, les décideurs locaux envisagent de mettre en œuvre un programme de protection. Ce programme est composé des trois mesures suivantes :

Création de deux nouvelles réserves naturelles accessibles au public, une à la sortie du Golfe (incluant les îles Berder, Longue, Gavrinis, ...), une deuxième à la pointe de l'île aux Moines, et *extension de la réserve naturelle de Séné* en raison de l'importance de cet espace naturel pour la nidification des oiseaux.

Développement des actions de surveillance et d'entretien de ces réserves naturelles.

Mise en place d'activités de sensibilisation à la protection de la nature : organisation de visites guidées, animations nature, réalisation de plaquettes d'informations sur les richesses naturelles du golfe du Morbihan à destination de la clientèle touristique.

Question d'évaluation pour la taxe

Si un tel programme était mis en œuvre, il pourrait être financé par une nouvelle taxe. La participation serait perçue sous forme d'une taxe individuelle pour les hébergements payants (hôtels, campings, location, ...) et d'une taxe locale spécifique pour les propriétaires de résidences (permanentes et secondaires). L'acquiescement de la taxe donnerait accès gratuitement aux réserves naturelles concernées.

Si vous étiez amené à payer une telle taxe pour vous seulement, à partir de cette liste de montants, pourriez-vous indiquer un montant minimum et un montant maximum (une fourchette) que vous accepteriez de payer pour votre séjour ici (ou à l'année si vous logez en résidence secondaire personnelle)? Vous pouvez sinon indiquer un montant fixe, si vous le souhaitez.

Question d'évaluation pour le droit d'entrée

Si un tel programme était mis en œuvre, il pourrait être financé par une entrée payante aux réserves naturelles. L'achat d'un ticket individuel permettrait de visiter l'ensemble des réserves concernées pendant une semaine.

Si vous étiez amené à acheter un tel ticket pour vous seulement, à partir de cette liste de montants, pourriez-vous indiquer un montant minimum et un montant maximum (une fourchette) que vous accepteriez de payer? Vous pouvez sinon indiquer un montant fixe, si vous le souhaitez.

Encadré 1. Le scénario contingent et les questions d'évaluation (*suite*)*Montants proposés dans les deux questionnaires*

Montants minimums	Montants maximums
<input type="checkbox"/> 0 € (0 F)	<input type="checkbox"/> 0 € (0 F)
<input type="checkbox"/> 5 € (30 F)	<input type="checkbox"/> 5 € (30 F)
<input type="checkbox"/> 10 € (60 F)	<input type="checkbox"/> 10 € (60 F)
<input type="checkbox"/> 15 € (90 F)	<input type="checkbox"/> 15 € (90 F)
<input type="checkbox"/> 20 € (120 F)	<input type="checkbox"/> 20 € (120 F)
<input type="checkbox"/> 25 € (150 F)	<input type="checkbox"/> 25 € (150 F)
<input type="checkbox"/> 30 € (180 F)	<input type="checkbox"/> 30 € (180 F)
<input type="checkbox"/> 35 € (210 F)	<input type="checkbox"/> 35 € (210 F)
<input type="checkbox"/> 40 € (240 F)	<input type="checkbox"/> 40 € (240 F)
<input type="checkbox"/> Autre (préciser : ...)	<input type="checkbox"/> Autre (préciser : ...)

S'agissant de sensibilité environnementale, 29,3 % des touristes disent avoir déjà visité la réserve naturelle de Séné ou envisagent de le faire pendant le séjour. 55 % affirment que les pratiques récréatives ont des impacts plutôt négatifs sur la nature, contre 29,8 % convaincus du contraire. Le reste soutient qu'elles n'ont aucun effet. 48,9 % se déclarent très concernés par la protection de la nature, et 42 % sont très favorables à la réalisation du programme contingent. En matière d'attitude envers le principe de payer pour des mesures de protection de la nature, 74,1 % sont tout à fait d'accord/d'accord avec l'idée selon laquelle *les touristes doivent directement payer pour la protection de la nature des zones visitées*, 63 % partagent l'argument selon lequel *refuser de payer pour la protection de la nature est en soi un acte d'irresponsabilité individuelle*, et enfin 48 % tiennent pour très probable/probable leur soutien financier à toute initiative visant à protéger la nature.

En conclusion, il apparaît que les sondés, de par leurs fréquence et durée de séjour, ont une assez bonne connaissance du golfe du Morbihan et de ses attributs naturels. En outre, de par leur sensibilité environnementale, ils dégagent une certaine prédisposition à vouloir s'engager financièrement en faveur de la protection de la nature. Ce qui permet de soutenir qu'ils sont « aptes » à être interrogés sur leurs préférences pour la création des réserves naturelles.

Le tableau 1 présente les différentes variables construites à partir des réponses des touristes et retenues dans les analyses du CAP.

3.1. Echantillon « taxe d'hébergement » *versus* échantillon « droit d'entrée »

Avant de vérifier un possible effet des formes de paiement sur la propension à payer et les CAP annoncés, il est nécessaire de s'assurer que les deux échantillons sont statistiquement homogènes. Si tel n'est pas le cas, les différences éventuelles relevées

Tableau 1. Description des variables explicatives

Variables socio-économiques et démographiques	
AGE	Age moyen (année)
LOG_REVENU	Logarithme du revenu
REG_PARIS	1 : le sondé habite en région parisienne et 0 sinon
ETRANGER	1 : le sondé est de nationalité étrangère et 0 sinon
COUPLE	1 : le sondé vit en couple et 0 sinon
FAM_ENF	1 : le sondé séjourne en famille avec enfants et 0 sinon
Variables de sensibilité environnementale	
PROBABLE	1: le sondé tient pour très probable ou probable sa participation financière à toute action visant à protéger la nature et 0 sinon (peu probable ou pas du tout probable)
PDAC_FIN	1: le sondé est plutôt pas d'accord ou n'est pas du tout d'accord avec l'argument selon lequel les touristes doivent payer pour la protection de la nature des régions qu'ils visitent et 0 sinon (tout à fait d'accord ou plutôt d'accord)
TFAV_PROG	1 : le sondé est très favorable au programme contingent et 0 sinon
T_CONCERNE	1 : le sondé se sent très concerné par la protection de la nature et 0 sinon
VIS_SENE	1 : le sondé a déjà visité la réserve naturelle du marais de Séné et 0 sinon
Variables de séjour ou comportement touristique	
HB_SEJCOURT	1 : le sondé loge en hébergement marchand pour une courte durée et 0 sinon
RES_PERSO	1 : le sondé loge en résidence secondaire personnelle et 0 sinon
RES_AUTRE	1 : le sondé loge en hébergement non marchand hors résidence secondaire personnelle et 0 sinon
MONUMENT	1 : le sondé pratique la visite de monuments/musées et 0 sinon
FREQ_PFS	1 : le sondé séjourne pour la première fois dans le golfe et 0 sinon

sont peut-être dues aux caractéristiques distinctives des groupes, mais non à l'hétérogénéité des supports de paiement. Pour effectuer cette confrontation, nous avons utilisé le test non paramétrique de Mann-Whitney car, à l'inverse du test paramétrique de comparaison de moyennes (test *t* de Levène), il ne requiert pas que les échantillons soient grands ou que les populations soient distribuées normalement (Ouellet et Baillargeon, 2008). Pour affiner l'exercice de comparaison des caractéristiques, les variables polytomiques ont été transformées en autant de facteurs binaires qu'elles renferment de modalités. Les résultats montrent que les échantillons ne sont pas totalement homogènes au seuil de significativité de 5 % : par rapport au groupe « droit d'entrée », le groupe « taxe » comporte plus d'enquêtés de nationalité étrangère (ETRANGER), de primo-touristes (FREQ_PFS), mais moins de visiteurs de la réserve naturelle de Séné (VIS_SENE).

Du fait de cette hétérogénéité, il est possible que les différences éventuelles constatées en termes d'acceptation de payer et/ou de CAP donné soient dues à ces éléments distinctifs et non aux supports de paiement eux-mêmes. Si ces différences existent, alors il faudra effectuer des tests pour confirmer qu'elles sont réellement le fait des véhicules de paiement.

3.2. Importance des acceptations selon le mode de paiement proposé

Le tableau 2 donne les proportions de CAP nuls et positifs obtenus par format de paiement ainsi que les résultats d'un test de khi-deux. Tout d'abord, on relève que les taux de CAP positifs obtenus sont très élevés. Ce fait, même s'il n'est pas spécifique à cet article (ex : Point, 1999), est tout de même un cas rare pour une étude contingente portant sur les sites naturels et retenant une taxe et un droit d'entrée comme formes de paiement. En effet, dans la plupart des articles correspondants, par exemple, avec une taxe, certains taux de CAP positifs sont d'environ 36 % (Scherrer, 2002), 21,2 % (Kwak *et al.*, 2003) et 45 % (Wilson *et al.*, 2010), alors qu'avec un droit d'entrée, ils sont autour de 23 % (Scherrer, 2002) et 77 % (Campos *et al.*, 2007). Cette acceptation massive mérite donc d'être interrogée.

Tableau 2. Acceptation et refus de payer par vecteur de paiement

Modes de paiement	CAP nul	CAP positif
Taxe d'hébergement	31 (9,04 %)	312 (90,96 %)
Droit d'entrée	12 (3,92 %)	294 (96,08 %)
Khi-deux de Pearson	6,04 ***	

Lecture : *** significatif au seuil de 1 %

La première question que nous nous sommes posée, notamment pour la taxe, est : ce résultat n'est-il pas dû à un comportement de passer clandestin de la part des hébergés en non marchand hors résidence secondaire personnelle ? Pour y répondre, nous avons effectué un test de khi-deux, dont les résultats ne sont pas reportés ici, qui montre que ces agents ont déclaré autant de CAP positifs que ceux réellement touchés par la taxe ($X^2 = 1,45$). On peut donc écarter, à ce stade de l'analyse, le comportement précédemment évoqué et attribuer la forte acceptation à un autre facteur. Nous pensons que ce facteur est la procédure de déclaration des préférences utilisée. Dans cet article, à l'image de Håkansson (2008), nous avons en effet laissé le choix aux sondés d'annoncer leurs CAP de manière fixe ou sous la forme d'une fourchette (cf. encadré 1), dans l'objectif de réduire le nombre de CAP nuls éventuels. Comme le suggère Håkansson (2008), nous soutenons qu'un individu est davantage disposé à participer à un exercice d'évaluation dès lors qu'il bénéficie d'une certaine liberté à formuler son CAP¹⁰.

Une autre information importante que fournit ce tableau se situe à la dernière ligne. La valeur du khi-deux est significative au seuil de 1 %, indiquant qu'il y a bien un effet des types de paiement sur la décision des touristes de payer ou non pour les réserves. Selon les résultats, ils annoncent plus souvent un CAP positif avec le droit

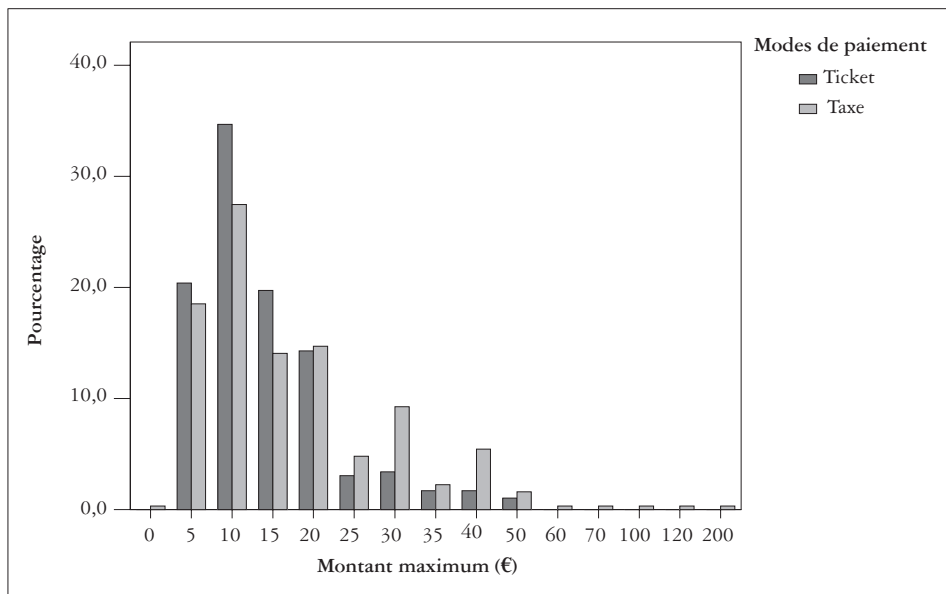
¹⁰ Håkansson (2008) a obtenu 69 % de CAP positifs. Ce taux peut paraître un peu faible, au regard des attentes placées dans ce nouveau mécanisme. Toutefois, il faut noter que l'auteur a administré son questionnaire par voie postale. Il a été démontré que, par rapport à des enquêtes en face-en-face, celles par voie postale donnent des taux de refus de payer plus importants (ex., Grappey, 1999).

d'entrée plutôt qu'avec la taxe. Ce qui suggère qu'ils sont davantage favorables à l'instauration d'un système de péage à l'entrée des réserves naturelles (principe *utilisateur-payeur*) plutôt qu'à l'acquittement d'une taxe spéciale perçue sur le type d'hébergement touristique.

3.3. Les distributions des CAP

La figure 1 présente les distributions des CAP maximums épurés des faux zéros¹¹. Comme il est habituellement observé dans la littérature (ex. : Scherrer, 2002 et 2003 ; Oueslati *et al.*, 2008, ...), les distributions font état d'une asymétrie vers la droite pour les deux formes de paiement. Les montants signalés varient de 0 à 200 € pour la taxe et de 0 à 50 € pour le droit d'entrée, avec une concentration sur les faibles valeurs : 5, 10, 15 et 20, traduisant peut-être un phénomène d'ancrage. Toutefois, même si celui-ci est potentiellement dangereux pour le traitement économétrique (Scherrer, 2002), il ne représente pas un problème ici car les autres montants sont assez bien représentés.

Figure 1. Distribution des différents CAP maximums



¹¹ L'analyse des motifs justifiant les refus de payer montre que les CAP nuls observés concordent davantage à des réponses de protestation plutôt qu'à de véritables valeurs nulles. En effet, seul se trouve dans ce dernier cas l'argument d'un touriste soumis au questionnaire « Taxe » qui légitime sa réponse nulle par la saturation de sa contrainte budgétaire : « *mon budget de séjour ne me le permet pas* ». Ainsi, en accord avec Ami et Desaignes (2000), ce montant nul correspond à un vrai zéro puisque l'intéressé refuse de réallouer son budget de séjour pour faire face à cette nouvelle dépense, les réserves naturelles étant pour lui un bien de luxe.

Par ailleurs, au-delà de ce constat d'ancrage, le fait que les pics de CAP portent sur les petites valeurs, comme la majorité des études contingentes utilisant des procédés « classiques » de déclaration des préférences, est en soi un résultat intéressant. Cela démontre que les sondés qui ont choisi de signaler une fourchette de montants ont été raisonnables dans la construction de celle-ci. C'est pourquoi, nous retenons ici les limites supérieures des intervalles de paiement en tant que CAP maximums. En effet, la distribution de ces derniers aurait pu être asymétrique et étirée vers la gauche, révélant un nombre élevé de fortes valeurs par rapport aux faibles. Dans un tel cas de figure, la pertinence de ce choix serait remise en question, d'autant que se serait installé un doute de biais hypothétique, celui-ci étant caractérisé surtout par la présence de nombreuses valeurs extrêmes (Appéré, 2004). Etant donné que ces problèmes ne se posent pas ici, on peut avancer que si la procédure de déclaration des préférences appliquée dans cet article incite les agents à répondre positivement à la question d'évaluation, elle ne les motive pas heureusement à exagérer les montants maximums qu'ils sont prêts à payer.

4. Traitement économétrique des données

Les échantillons étant composés d'individus « payeurs » ($CAP > 0$) et de « non payeurs » ($CAP = 0$), la variable dépendante, le CAP, est à la fois de nature binaire (acceptation/refus de payer) et continue (montants cochés dans la carte de paiement), (Brown, 1997). Autrement dit, elle est observée sur un intervalle dont la limite inférieure est supposée ici censurée à zéro. Ce qui signifie qu'on admet que certains sujets ayant déclaré une valeur nulle, voudraient, en fait, signaler un CAP négatif (Ami et Desaignes, 2000) pour marquer leur refus d'une protection accrue de l'espace littoral du golfe du Morbihan. Il s'agirait particulièrement de ceux dont la création des réserves altérerait le bien-être du fait de la réglementation, voire de l'interdiction éventuelle de certains loisirs pratiqués dans l'espace mis sous protection¹².

Le choix du modèle économétrique approprié au traitement des réponses égales à zéro dans l'évaluation contingente dépend de l'hypothèse retenue quant au processus d'annonce du CAP (Brown, 1997 ; Liu et Relly, 2004 ; N'Guessan, 2008). Si le mécanisme décisionnel est supposé séquentiel (l'agent décide d'abord de payer ou non, puis du montant, en cas d'accord), recours sera fait à la procédure en deux étapes d'Heckman. En revanche, s'il est supposé simultané (les deux décisions sont prises en même temps), le modèle **Tobit censuré simple** est jugé plus adapté. Pour l'heure, aucun consensus empirique n'existe entre ces deux réflexions, (Cho *et al.*, 2005), et des auteurs comme N'Guessan (2008) ont montré que les deux modèles produisent des résultats différents. Pour mieux confronter les deux modes de paiement, nous avons donc d'abord comparé les deux procédés afin de choisir celui qui traduisait le mieux le comportement des sujets. Pour ce faire, nous nous sommes basés sur la significativité

¹² Dans un tel cas, les pouvoirs publics devraient envisager de les dédommager en estimant leurs consentements à recevoir pour accepter la « gêne » engendrée par ces réserves ou leur CAP pour éviter la mise en place de celles-ci (Oueslati *et al.*, 2008).

de l'inverse du ratio de Mills. Les résultats préliminaires montrent que ce facteur n'est pas significatif, suggérant que le meilleur modèle se réduit à un **Tobit censuré simple**. Le tableau 3 donne les spécifications linéaires de celui-ci¹³.

Tableau 3. Estimation du « Tobit censuré simple »

Variables	Modes de paiement		Taxe d'hébergement		Droit d'entrée	
	coefficients	p-value	coefficients	p-value	coefficients	p-value
CONSTANTE	- 5,043 (9,33)	0,589 NS	1,005 (6,375)	0,875 NS		
<i>Socio-économiques et démographiques</i>						
AGE	- 0,221 (0,056)	0,000***	- 0,047 (0,037)	0,207 NS		
LOGARITHME DU REVENU	2,326 (1,229)	0,056*	1,976 (0,866)	0,023***		
REG_PARIS	5,471 (1,629)	0,001***	2,792 (1,118)	0,013***		
ETRANGER	5,536 (2,046)	0,007***	3,412 (1,854)	0,067*		
COUPLE	- 2,042 (2,156)	0,344 NS	- 2,923 (1,550)	0,060*		
<i>Sensibilité environnementale</i>						
PROBABLE	5,424 (1,452)	0,000***	3,906 (1,021)	0,000***		
PDAC_FIN	- 5,840 (1,730)	0,001***	- 0,236 (1,179)	0,841 NS		
TFAV_PROG	3,144 (1,412)	0,027***	2,428 (0,973)	0,013***		
VISITEUR	9,052 (2,906)	0,002***				
T_CONCERNE	1,875 (1,448)	0,196 NS	- 1,158 (0,973)	0,100*		
<i>Séjour touristique</i>						
HB_SEJCOURT	- 5,313 (2,895)	0,067*				
RES_PERSONO	10,325 (2,610)	0,000***	- 3,370 (1,431)	0,019***		
RES_AUTRE	- 1,157 (1,687)	0,493 NS	- 2,140 (1,181)	0,071*		
MONUMENT	- 0,058 (1,359)	0,996 NS	- 2,007 (1,015)	0,049***		
Sigma	12,086 (0,492)		8,321 (0,346)			
Log-vraisemblance	- 1238,972		1053,993			
Xhi-deux	98,65***		50,85***			
Pseudo-R ² (McFadden)	0,038		0,024			

Lecture : ***: significatif au seuil de 1 % ; **: significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; NS : non significatif, et (.) : erreur standard

¹³ En raison de l'asymétrie vers la droite des CAP, on devait normalement retenir une spécification log-linéaire. Cependant, deux éléments ont écarté un tel choix. D'abord, les CAP moyens prédits par le modèle linéaire se sont révélés plus proches de ceux observés. Ensuite, le modèle log-linéaire ne permet pas de prendre en compte la possibilité que le CAP puisse être négatif dans le cas traité par cet article.

4.1. Présentation et interprétation économique des résultats

Les résultats mettent en évidence :

- un effet de plusieurs variables socio-économiques et démographiques. Ainsi, l'âge et le fait pour les sondés de séjourner en couple dans le golfe agissent de manière négative sur le CAP, respectivement pour la taxe et le droit d'entrée. A l'inverse, pour ces deux véhicules de paiement, le CAP augmente avec le revenu, conformément à la théorie économique, lorsque les agents habitent la région parisienne et lorsqu'ils sont de nationalité étrangère. Ce dernier constat, en particulier celui concernant le droit d'entrée, confirme les résultats de Schroeder et Louviere (1999). Il peut s'expliquer par le fait que pour les touristes internationaux, en raison de la longueur importante du trajet effectué, la part du droit d'entrée dans le coût d'accès à un site naturel donné est généralement faible ;
- une prise en compte de la sensibilité environnementale dans l'arbitrage réalisé par les touristes. Quel que soit le mode de paiement, les sujets tenant pour très probable/probable leur participation financière à toute action visant à protéger la nature consentent à payer davantage que les autres. Il en est de même pour ceux qui se disent très favorables à la mise en place des réserves naturelles (TFAV_PROG). En revanche, contrairement aux attentes a priori, le CAP diminue pour le droit d'entrée lorsque les gens se considèrent très concernés par la protection de la nature. Autrement dit, les individus les plus concernés par la protection de la nature sont prêts à payer moins que les autres pour disposer des réserves via un droit d'entrée. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que ces sujets sont très attachés au principe d'accès libre et gratuit aux aires protégées. Or, ce format de paiement, le droit d'entrée, déroge à ce principe, d'autant que, pour les gens en question, il pose un problème d'équité car il exclut des pratiques récréatives dans les sites naturels tout individu n'ayant pas la capacité financière à se payer l'entrée. En raison du caractère discriminatoire du droit d'entrée, ces personnes « très concernées par la protection de la nature » donnent peut-être une valeur bien en deçà de leurs vrais CAP, une valeur qu'on qualifierait de montant « approprié »¹⁴. Toujours concernant les variables de sensibilité environnementale, il est intéressant de noter que les sujets comptant visiter les nouvelles réserves donnent un montant plus important que les autres via la taxe. Ce constat va dans le même sens que celui de Kniivilä (2006) ;
- un impact de certaines variables caractérisant le séjour des touristes. Avec la taxe, les résultats dénotent une distinction des CAP suivant la durée du séjour ou, pour être plus précis, les fréquences de paiement. En effet, il apparaît que les répondants occupant un hébergement marchand pour une courte durée (HB_SEJCOURT) donnent moins, par rapport aux montants déclarés par ceux logeant dans le même type d'hébergement pour une durée de plus de quatre nuits (4 nuits-1 mois : HB_SEJLONG et plus d'un mois : HB_SEJTLONG)¹⁵.

¹⁴ Richer et Christensen (1999) définissent un montant approprié en ces termes : « *a balance between fee revenues and the publics concern for fairness, equity and others' ability to pay* ».

¹⁵ Ces variables sont issues du croisement entre la modalité « hébergement marchand » et la variable « durée du séjour ». La modalité de référence est composée à la fois de HB_SEJLONG et HB_SEJTLONG, en raison de la faiblesse de l'effectif correspondant à HB_SEJTLONG (quatre observations).

En revanche, toujours par rapport à cette modalité de référence, les résidents secondaires (RES_PERSO) avancent des CAP plus élevés. En conclusion, le CAP varie de manière significative selon la fréquence de paiement considérée.

S'agissant du droit d'entrée, on note que, en comparaison avec les sujets séjournant en hébergement marchand (**modalité de référence**), les résidents secondaires dévoilent des CAP plus faibles. Sur le plan économique, cela apparaît lié à plusieurs phénomènes. D'abord, en se limitant aux résultats d'un tableau croisé indiquant que 90 % des résidents secondaires viennent souvent dans le golfe et que 50 % y restent pendant plus d'un mois, on peut soutenir que ces individus, comparativement à ceux constituant la modalité de référence dans le modèle, ont une meilleure connaissance de la zone, et sont donc plus portés que les autres à fréquenter des sites naturels substitués à entrée libre et gratuite. Du fait de leur connaissance de l'existence de ces espaces, leurs CAP pour les réserves sont logiquement plus faibles. Un autre argument qu'on pourrait avancer s'inscrit dans le même ordre d'idée que le précédent. Selon ce tableau croisé, 62 % des résidents secondaires ont déjà visité la réserve naturelle de Séné. Si l'on considère que, pour ces enquêtés, celle-ci et les nouvelles réserves sont des biens parfaitement substituables, alors un **effet-substitution** explique le signe négatif de RES_PERSO. En effet, quelqu'un ayant déjà payé pour visiter un site consentira à payer moins pour un second de même type. Enfin, en se fondant toujours sur les mêmes statistiques, on peut penser que les résidents secondaires sont plus susceptibles que les autres de visiter les nouvelles réserves naturelles un nombre de fois plus important. Ce qui signifie qu'ils vont devoir supporter davantage le coût de l'entrée. Ne le souhaitant donc pas, peut-être adoptent-ils un comportement stratégique en minimisant leurs CAP.

Pour finir, on remarquera que les hébergés en non marchand hors résidence secondaire personnelle (RES_AUTRE) ont un comportement identique à celui des résidents secondaires dans le sens que, eux aussi, consentent à payer moins que les autres (hébergés en structure marchande). On peut évoquer les mêmes raisons précédentes pour comprendre la logique qui sous-tend leur comportement, si l'on s'en tient aux résultats statistiques. D'après ces derniers, comparativement aux gens séjournant en hébergement marchand, les enquêtés s'identifiant au critère RES_AUTRE viennent plus souvent dans le golfe (60 % contre 22 %), y restent davantage pour une très longue durée (12 % contre 4 %) et sont plus nombreux à s'être déjà rendus à la réserve naturelle de Séné (36 % contre 30 %).

4.2. Test de l'existence ou non d'un biais de couverture ou biais de conception

Comme nous l'avons souligné dans la section 2, le biais de couverture dérive du fait qu'une partie des individus interrogés, n'étant pas directement impliquée par un format de paiement, adopte un comportement de passager clandestin, notamment en surestimant son CAP. Dès lors que ce problème est suspecté, ce qui est le cas ici, il faut s'assurer de son inexistence. On veut donc savoir si les vecteurs de paiement ont influencé ou non les CAP des touristes séjournant en non marchand hors résidence secondaire personnelle. A ce stade de l'analyse, nous pensons que ce problème n'existe pas dans ce papier. Cette hypothèse est d'abord fondée sur un test de khi-deux qui a

conclu à une indépendance entre RES_AUTRE et une variable binaire, dite TAXE, créée suite à la fusion des échantillons pour définir les deux formes de paiement. Elle s'appuie aussi sur les résultats d'un test de Mann-Whitney ayant démontré que les touristes en question ont en moyenne le même CAP que les autres ($Z = -1.539$). Elle se réfère enfin aux résultats des estimations du modèle **Tobit simple** donnés dans le tableau 3 qui montrent que RES_AUTRE n'est pas discriminant du CAP avec la taxe. Pour valider cette hypothèse, nous avons appliqué le test proposé par Morrison *et al.* (2000) qui consiste à regrouper les échantillons et à introduire une variable d'interaction entre les modes de paiement et RES_AUTRE dans la fonction de CAP, sans oublier d'y intégrer aussi RES_AUTRE et TAXE¹⁶. Les résultats obtenus sont conformes aux prédictions : le facteur d'interaction TAXE*RES_AUTRE n'est pas significatif, concluant que les sujets logés en non marchand hors résidence secondaire personnelle se sont comportés comme s'ils étaient directement impliqués par la taxe. On peut donc accepter les résultats des estimations économétriques.

4.3. CAP moyens prédits et test de l'existence ou non d'un effet « véhicule de paiement »

Les modèles « Tobit censuré simple » présentés dans le tableau 3 permettent d'estimer les CAP moyens des touristes pour la création des réserves naturelles dans le golfe du Morbihan. Le tableau 4 donne les valeurs de deux CAP moyens, comme Beaumais *et al.* (2008). Le premier, dit « conservateur », est calculé en assimilant tous les refus de payer (CAP égal à zéro) à de vrais CAP nuls. Le second est obtenu à partir des montants strictement positifs.

Tableau 4. CAP moyens prédits par les modèles « Tobit censuré simple »

Modes de paiement	CAP conservateur	CAP > 0
Taxe d'hébergement	16,05 (5,91)	18,67 (3,34)
Droit d'entrée	13,46 (3,34)	14,46 (2,81)
Z de Mann-Whitney	- 1,67*	- 3,08***

Lecture : *** significatif au seuil de 1 % et (.) écart-type

Selon les résultats, que les « faux zéros » soient ou non conservés, les touristes sont prêts à payer en moyenne plus avec la taxe que le droit d'entrée, ce qui suggère un « effet support de paiement » sur l'arbitrage réalisé. Mais, à ce stade de l'analyse, nous ne pouvons pas nous prononcer de manière « ferme » sur l'existence ou non d'un tel effet, les CAP n'étant pas tout à fait exprimés à la même échelle (forfaits : durée de séjour ou à l'année pour la taxe vs forfait hebdomadaire pour le droit d'entrée), d'une part, et les deux échantillons n'étant pas totalement homogènes, d'autre part. Il faut donc des tests supplémentaires avant d'avancer toute conclusion sur ce sujet.

¹⁶ Dans l'étude de Morrison *et al.* (2000), le biais de couverture présumé portait sur deux véhicules de paiement : une facture d'eau et une taxe sur le revenu.

Concernant la question des échelles de paiement, une des solutions envisageables consiste à ramener les CAP obtenus avec la taxe à la même fréquence de paiement que ceux enregistrés via le droit d'entrée (une semaine). Pour ce faire, il suffirait par exemple de diviser les montants indiqués par les sujets non-proprétaires d'une résidence secondaire dans le golfe par le nombre de semaines passées dans cette zone, et ceux déclarés par les hébergés en résidence secondaire personnelle par le nombre de semaines que contient une année. Mais, d'un point de vue économique, cette procédure est discutable car elle suppose implicitement, en particulier pour les individus qui envisagent de visiter les réserves naturelles une fois créées, que l'utilité associée à une visite supplémentaire de l'ensemble de ces dernières au cours du séjour (utilité marginale) est constante. On estime au contraire qu'il est fort probable que l'utilité marginale soit quasi nulle au delà d'une première visite de toutes les réserves durant le même séjour. Ce qui signifie que la comparaison des CAP obtenus avec la taxe et le droit d'entrée n'est pas nécessairement conditionnée ici par l'homogénéité des échelles de paiement. Dès lors que la liste des montants suggérée aux touristes est la même pour les deux véhicules de paiement (ce qui est bien le cas dans cet article), la confrontation peut être réalisée, notamment pour les enquêtés qui projettent de visiter les réserves, en tenant compte du nombre de visites envisageables durant le séjour. Le nouvel exercice de comparaison ne concerne donc que les visiteurs déclarés de ces futurs sites naturels protégés. Ce qui signifie qu'on exclut les répondants ayant accepté de payer la taxe et exprimé ensuite leur intention de ne pas se rendre aux réserves naturelles si elles sont effectivement mises en place.

Selon les résultats de l'enquête MORGOAT (2005) menée auprès de la population touristique du Morbihan, en haute saison (période à laquelle notre enquête contingente a eu lieu), la durée de séjour moyenne dans les hébergements marchands est de 11,3 jours, soit 4 jours de plus que la durée de validité du ticket d'entrée (7 jrs). Compte tenu de cette différence relativement faible, on peut raisonnablement penser que les sujets occupant ce type d'hébergement ne visiteront en moyenne qu'une fois l'ensemble des réserves lors du séjour, qu'ils paient le droit d'entrée ou la taxe. Les montants donnés par ces touristes pour les deux supports de paiement peuvent donc être assimilés à un CAP pour une visite de toutes les réserves. Il en est de même pour les hébergés en non marchand hors résidence secondaire personnelle car, selon la source précitée, leur durée de séjour moyenne en haute saison est de 11,5 jours. En revanche, en ce qui a trait aux hébergés en résidence secondaire personnelle, la situation est différente dans la mesure où, à la différence des autres, le paiement de la taxe leur permet de visiter plus d'une fois les réserves durant l'année. Par conséquent, les montants annoncés peuvent correspondre à un CAP pour plusieurs visites. Cela signifie que nous soutenons qu'un résident secondaire choisit son CAP via la taxe en procédant à un calcul qui intègre l'ensemble des visites envisagées durant l'année. Toutefois, ce raisonnement ne s'applique pas au droit d'entrée puisqu'il est valide une semaine pour tout le monde. Par conséquent, on peut logiquement supposer que les résidents secondaires soumis au questionnaire « Ticket » indiquent un CAP pour une visite de toutes les réserves naturelles dans la durée de validité du droit d'entrée. En conclusion, pour mieux analyser l'effet des supports de paiement sur le CAP, il convient d'exclure de l'échantillon « Taxe » les résidents secondaires, afin que les deux groupes (Taxe et Ticket) soient composés uniquement d'enquêtés avec des CAP pour une seule visite (en

moyenne) de l'ensemble des réserves naturelles. L'exclusion une fois faite, on ré-estime le CAP pour les deux types de paiement à l'aide du modèle **Tobit censuré simple**.

Les résultats de ces nouvelles estimations sont présentés en annexe et les CAP moyens calculés à partir des coefficients estimés des facteurs explicatifs sont consignés dans le tableau 5. D'après ce dernier, en moyenne, les CAP via la taxe sont significativement plus élevés que ceux avec le droit d'entrée lorsque les faux zéros sont exclus.

Tableau 5. CAP moyens prédits par les nouveaux modèles « Tobit censuré simple »

Modes de paiement	CAP conservateur	CAP > 0
Taxe d'hébergement	14,46 (5,10)	16,43 (4,03)
Droit d'entrée	13,47 (3,07)	14,38 (2,59)
Z de Mann-Whitney	- 0,158 ns	- 1,36*

Lecture : * : significatif au seuil de 1 % ; ns : non significatif, et (.) écart-type

Pour s'assurer que cet impact significatif est réellement dû aux vecteurs de paiement et non aux variables distinguant les échantillons, on a effectué un test de ratio de vraisemblance. Formellement, on a vérifié si :

$$H_0 : \beta CAP_{TAXE} = \beta CAP_{DROIT D'ENTREE} \text{ ou } H_1 : \beta CAP_{TAXE} \neq \beta CAP_{DROIT D'ENTREE} \quad (1)$$

où β représente les valeurs des coefficients associés aux variables explicatives du CAP présentées en annexe. Le test est donné par l'expression suivante :

$$RV = -2[\text{Log}L_{TAXE+DROIT D'ENTREE} - (\text{Log}L_{TAXE} + \text{Log}L_{DROIT D'ENTREE})] \quad (2)$$

$\text{Log}L_{TAXE+DROIT D'ENTREE}$ désigne la log-vraisemblance du modèle global (Taxe et Droit d'entrée réunis) et $\text{Log}L_{TAXE}$ et $\text{Log}L_{DROIT D'ENTREE}$ sont les log-vraisemblances des modèles séparés. La statistique RV (**ratio de vraisemblance**) suit un χ^2 à m degrés de liberté, m étant la somme des paramètres, constante incluse, dans les modèles distincts moins le nombre de paramètres dans le modèle global (Ben-Akiva et Lerman, 2000). On rejette l'hypothèse d'égalité des paramètres si la valeur du χ^2 calculé est supérieur à celle du χ^2 théorique selon m degrés de liberté pour un seuil de significativité α . Le tableau 6 synthétise les résultats¹⁷ :

Tableau 6. Résultats du test du ratio de vraisemblance

Hypothèses nulles	Log-vraisemblance Modèle TAXE +D. D'ENTREE	Log-vraisemblance Modèle TAXE	Log-vraisemblance Modèle D. D'ENTREE	Valeur du Khi-deux calculé
$H_0 : \beta CAP_{TAXE}$ $= \beta CAP_{TICKET}$	- 2095,8989	- 1013,3233	- 1060,6758	43,82***

Lecture : *** : significatif au seuil de 1 %

¹⁷ Pour mieux comparer les paramètres, on exclut des modèles les variables significatives différenciant les deux échantillons, à savoir VIS_SENE et FREQ_PFS.

La valeur du χ^2 calculé est supérieure à celle du χ^2 théorique selon 11 degrés de liberté pour un seuil de significativité de 1 %. Cela veut dire que les coefficients des modèles Taxe et Ticket sont significativement différents, confirmant ainsi une sensibilité des touristes au mode de paiement en présence. Ce résultat confirme aussi qu'un modèle de CAP global, c'est-à-dire regroupant les observations Taxe et Ticket, est inapproprié ici.

On retiendra donc de la lecture simultanée des tableaux 2, 5 et 6 un effet significatif du mode de paiement sur le choix des sujets d'accepter de payer ou non et les montants donnés ¹⁸.

5. Conclusion

Cet article avait pour objectif de déterminer par la MEC les CAP des touristes pour de nouvelles réserves naturelles dans le golfe du Morbihan. Son principal apport réside dans la comparaison de deux formats de paiement : une taxe d'hébergement et un droit d'entrée.

Compte tenu de la nature de l'objet évalué (d'éventuelles réserves naturelles), on a mis en évidence un élément intéressant. On a montré que les répondants manifestent plus souvent l'intention de payer pour ces sites via un droit d'entrée plutôt que par le biais d'une taxe d'hébergement. Ce qui ouvre des perspectives d'application du principe « utilisateur-payeur » au financement partiel ou total des coûts de gestion de ces espaces naturels par la population cible. En d'autres termes, on peut se demander : comment le décideur peut-il capter les CAP obtenus dans l'hypothèse d'une participation financière des touristes au fonctionnement des réserves ? Par exemple, face à l'insuffisance du financement de l'Etat au profit des aires naturelles protégées (Martinez, 2007), on peut s'interroger sur la possibilité de diversifier les sources de financement des nouvelles réserves naturelles, notamment en y instaurant un droit d'entrée ¹⁹. Dans cette perspective, cet article offre des pistes de réflexion intéressantes. Bien entendu, l'acceptation massive du droit d'entrée obtenue doit être prise dans le contexte qui est celui de ce travail. Il s'agit bien d'une enquête contingente. Ce sont donc les intentions des agents qui sont analysées et non leurs choix effectifs. Rien ne prouve alors qu'en situation réelle, c'est-à-dire celle où les autorités compétentes décident d'appliquer un système de droit d'entrée aux nouvelles réserves naturelles, ne surviennent pas des déviations par rapport à l'adhésion de la population touristique à ce véhicule de paiement. Bien qu'on

¹⁸ Pour confirmer l'effet du format de paiement sur l'acceptation/le refus de payer, nous avons estimé un modèle **Probit univarié** sur l'échantillon global (Taxe et Ticket réunis), dans lequel on introduit en qualité de facteur explicatif supplémentaire la variable TAXE (1 si taxe et 0 sinon). Les résultats, non reportés ici, confirment ceux figurés dans le tableau 2. La variable TAXE, de signe négatif, est significatif au seuil de 5 % (valeur de Z : - 2.16).

¹⁹ Cette idée est fondée sur le constat établi par le comité français de l'Union mondiale pour la nature (UICN) dans son rapport sur le dispositif français des aires protégées en 2007, selon lequel le financement des espaces naturels français est trop tributaire des politiques publiques, trop sujet à des fluctuations, insuffisant et pas assez adapté à une gestion efficace sur le long terme (voir Martinez, 2007).

ait essayé de rendre l'exercice contingent le plus réaliste possible pour minimiser ces éventuelles déviations, il faut aussi garder à l'esprit que la procédure de déclaration des préférences retenue a contribué à cette forte acceptation. Par conséquent, sur la base de ces seuls résultats, on ne peut pas se prononcer de manière « tranchée » sur un changement de perception du public quant à la relation entre les espaces naturels et le droit d'entrée. Toutefois, le fait d'avoir montré que ce support de paiement bénéficie d'un important soutien auprès des gens, au même titre que la taxe, est en soi un résultat intéressant qui doit encourager d'autres travaux, notamment ceux utilisant des mécanismes « traditionnels » de déclaration des préférences.

Sous l'angle des résultats économétriques, à l'aide d'un test de ratio de vraisemblance, nous avons montré que les valeurs des coefficients associés aux facteurs explicatifs du CAP pour les deux formats de paiement sont significativement différentes. Ce qui suggère que, pour un même objectif (la création de réserves naturelles), la déclaration d'un CAP avec un droit d'entrée obéit à une logique différente de celle qui régit l'annonce par le biais d'une taxe. Le choix des modalités de paiement n'est donc pas neutre dans l'évaluation *ex-ante* des réserves naturelles. Cela ne traduit pas toutefois un biais de mode de paiement. Il en aurait été question si les vecteurs de paiement choisis ne convenaient pas aux réserves naturelles ou si l'on avait confirmé le **biais de couverture**. La réaction des touristes transcrit plutôt leur perception quant à la relation entre l'offre contingente des réserves et les modes de paiement pour celles-ci.

Enfin, au delà de la mise en évidence de l'effet des moyens de paiement sur l'arbitrage réalisé par les touristes, l'article montre que, du point de vue de la population touristique, il y a un bénéfice à protéger le littoral du golfe du Morbihan via les réserves naturelles.

Bibliographie

- Ami D., Desaignes B. (2000) Le traitement des réponses égales à zéro dans l'évaluation contingente, *Economie et Prévision* 143-144, 227-236.
- Appéré G. (2004) L'évaluation des actifs à usage récréatif : la méthode contingente des coûts de transport, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine* 1, 81-106.
- Arin T., Kramer R.A. (2002) Divers' willingness-to-pay to visit marine sanctuaries: An exploratory study, *Ocean and Coastal Management* 45, 171-183.
- Baral N., Stern M. and Bhattarai R. (2008) Contingent valuation of ecotourism in Annapurna conservation area, Nepal: Implications for sustainable park finance and local development, *Ecological Economics* 66, 218-227.
- Bateman I.J., Carson R.T., Day B., Hanemann M., Hanley N., Hett T., Jones-Lee M., Loomes G., Mourato S., Özdemiroglu E., Pearce D.W., Sugden R. and Swanson J. (2002) *Economic Valuation with Stated Preference Techniques: A Manual*, Edward Elgar, Cheltenham, UK, 458 p.

- Bateman I.J., Day B., Georgiou S. and Lake I. (2006) The aggregation of environmental benefit values: Welfare measures, distance decay and total WTP, *Ecological Economics* 60, 450-460.
- Bateman I.J., Langford I.H. (1997) Non-users' willingness-to-pay for a national park: An application and critique of the contingent valuation method, *Regional Studies* 31, 571-582.
- Beaumais O., Laroutis D. et Chakir R. (2008) Conservation versus conversion des zones humides : une analyse comparative appliquée à l'estuaire de la Seine, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine* 4, 565-590.
- Becker N. (2009) A comparative analysis of the pricing systems of nature reserves, *Tourism Economics* 15, 193-213.
- Ben-Akiva M., Lerman S.R. (2000) *Discrete Choice Analysis: Theory and Applications to Travel Demand*, 8th ed., Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Bergstrom J.C., Boyle K.J. and Yabe M. (2004) Trading taxes vs. paying taxes to value and finance public environmental goods, *Environmental and Resource Economics* 28, 533-549.
- Bonnieux F., Le Goffe P. et Vermersch D. (1995) La méthode d'évaluation contingente : application à la qualité des eaux littorales, *Economie et Prévision* 117-118, 89-105.
- Brouwer R., van Beukering P. and Sultanian E. (2008) The impact of the bird flu on public willingness-to-pay for the protection of migratory birds, *Ecological Economics* 64, 575- 585.
- Brown R.P.C. (1997) Estimating remittance functions for pacific island migrants, *World Development* 25, 613-626.
- Campos P., Caparros A. and Oviedo J.L. (2007) Comparing payment-vehicle effects in contingent valuation studies for recreational use in two protected Spanish forests, *Journal of Leisure Research* 39, 60-85.
- Chambre de commerce et d'industrie du Morbihan (CCIM) (2008) Profils et tendances du tourisme dans le Morbihan : un impact économique décisif, 24 p.
- Champ P.A., Flores N., Brown T.C. and Chivers J. (2002) Contingent valuation and incentives, *Land Economics* 78, 591-604.
- Cho S-H., Newman D.H. and Bowker J.M. (2005) Measuring rural homeowners' willingness-to-pay for land conservation easements, *Forest Policy Economics* 7, 757-770.
- Conseil général du Morbihan (2005) Deuxième schéma départemental de développement touristique 2006-2010 : autrement et volontaire pour un tourisme durable, 83 p.
- Crandall D.A., Driver B.L. (1984) Recreation on public lands: Should the user pay? *American Forests* 90, 49-53.
- Cullen R. (1998) Zero prices, equity and natural areas, *International Journal of Social Economics* 25, 1300-1309.

- Cuv lier P. (1998) *Anciennes et nouvelles formes de tourisme. Une approche socio- conomique*, Paris,  ditions L'Harmattan, 238 p.
- Dharmaratne G.S., Sang F.Y. and Walling L.J. (2000) Tourism potentials for financing protected areas, *Annals of Tourism Research* 27, 590-610.
- Diamond P.A., Hausman J.A. (1994) Contingent valuation: Is some number better than no number?, *Journal of Economic Perspectives* 8, 45-64.
- Dudley N. ( d.) (2008) *Lignes directrices pour l'application des cat gories de gestion aux aires prot g es*, Suisse, Gland, UICN, x + 96 p.
- Dustin D.L., More T.A. and McAvoy L.H. (2000) The faithful execution of our public trust: Fully funding the national parks through taxes, *Journal of Park and Recreation Administration* 18, 92-103.
- Flachaire E., Hollard G. (2006) Une approche comportementale de l' valuation contingente, *Revue  conomique* 57, 315-330.
- Grappey C. (1999) Fiabilit  des r sultats de la m thode d' valuation contingente et modes d'interrogation, *Economie rurale* 254, 45-53.
- Grewell J.B. (2004) Recreation fees - Four philosophical questions, *Perc Policy Series*, Issue number PS-31.
- H kansson C. (2008) A new valuation question: Analysis and insights from interval open-ended data in contingent valuation, *Environmental Resource Economics* 39, 175-188.
- Huhtala H. (2004) What price recreation in Finland? A contingent valuation study of non-market benefits of public outdoor recreation areas, *Journal of Leisure Research* 36, 23-44.
- Huhtala A., Pouta E. (2008) User fees, equity and the benefits of public outdoor recreation services, *Journal of Forest Economics* 14, 117-132.
- Ivehammar P. (2009) The payment vehicle used in CV studies of environmental goods does matter, *Journal of Agricultural and Resource Economics* 34, 450-463.
- Johnston R.J., Swallow S.K. and Weaver T.F. (1999) Estimating willingness-to-pay and resource trade-offs with different payment mechanisms: An evaluation of a funding guarantee for watershed management, *Journal of Environmental Economics and Management* 38, 97-120.
- Kniivil  M. (2006) Users and non-users of conservation areas: Are there differences in WTP, motives and the validity of responses in CVM surveys?, *Ecological Economics* 59, 530-539.
- Kontoleon A., Yabe M. and Darby L. (2005) Alternative payment vehicles in contingent valuation: The case of genetically modified foods, Department of Land Economy, University of Cambridge, 38 p.
- Kwak S.J., Yoo S.H. and Han S.Y. (2003) Estimating the public value for urban forest in the Seoul Metropolitan Area of Korea: A contingent valuation study, *Urban studies* 40, 2207- 2221.

- Laarman J.G., Gregersen H.M. (1996) Pricing policy in nature-based tourism, *Tourism Management* 17, 247-254.
- Liu P., Reilly B. (2004) Income transfers of Chinese rural migrants: Some empirical evidence from Jinan, *Applied Economics* 36, 1295-1313.
- Loomis J.B., Walsh R.G. (1997) *Recreation Economic Decisions: Comparing Benefits and Costs*, 2nd, State College (PA), Edition Venture Publishing Inc.
- Martinez C. (éd.) (2007) Analyse du dispositif français des aires protégées au regard du programme de travail « Aires Protégées » de la Convention sur la diversité biologique. Etat des lieux et propositions d'actions, Comité français de l'UICN, Paris, France, 53 p. + annexes.
- Martín-López B., Montes C. and Benayas J. (2007) Influence of user characteristics on valuation of ecosystem services in Doñana Natural Protected Area (South-West Spain), *Environmental Conservation* 34, 215-224.
- Mmopelwa G., Kgathi D.L. and Molefhe L. (2007) Tourists' perceptions and their willingness-to-pay for park fees: A case study of self-drive tourists and clients for mobile tour operators in Moremi Game Reserve, Botswana, *Tourism Management* 28, 1044-1056.
- More T.A. (2000) Do user fees exclude low-income people from resource-based recreation?, *Journal of Leisure Research* 32, 341-357.
- MORGOAT (2005) La fréquentation touristique extra-régionale en Bretagne en 2005.
- Morrison M.D., Blamey R.K. and Bennett J.W. (2000) Minimising payment vehicle bias in contingent valuation studies, *Environmental and Resource Economics* 16, 407-422.
- N'Guessan C.F.J. (2008) Le consentement des ménages ruraux à payer une prime d'assurance maladie en Côte d'Ivoire, *Revue d'économie du développement* 22, 101-124.
- Nyaupane G.P., Graefe A.R. and Burns R.C. (2007) Understanding equity in the recreation user fee context, *Leisure Sciences* 29, 425-442.
- Ostergren D., Solop F.I. and Hagen K.K. (2005) National park service fees: Value for the money or a barrier to visitation?, *Journal of Park and Recreation Administration* 23, 18-36.
- Ouellet F., Baillargeon G. (2008) Analyse de données avec SPSS pour Windows Version 15.0, Genève, SMG Editions.
- Oueslati W., Madariaga N. et Salanié J. (2008) Evaluation contingente d'aménités paysagères liées à un espace vert urbain. Une application au cas du Parc Balzac de la ville d'Angers, *Revue d'Etudes en Agriculture et Environnement* 87, 77-99.
- Petrosillo I., Zurlini G., Corliano M.E., Zaccarelli N. and Dadamo M. (2007) Tourist perception of recreational environmental and management in a marine protected area, *Landscape and Urban Planning* 79, 29-37.

- Point P. (1999) La mesure économique des services délivrés par les hydrosystèmes, in : *La valeur économique des hydrosystèmes*, Point P. (sous la dir.), Paris, Economica, 1-12.
- Queffelec B., Philippe M. (2008) La gestion des zones côtières dans le golfe du Morbihan : regard du projet Corepoint, Rapport final, UMR-AMURE, 148 p.
- Reynisdottir M., Song H. and Agrusa J. (2008) Willingness-to-pay entrance fees to natural attractions: An Icelandic case study, *Tourism Management* 29, 1076-1083.
- Richer J. (1995) Willingness-to-pay for desert protection, *Contemporary Economic Policy* 13, 93-104.
- Richer J.R., Christensen N.A. (1999) Appropriate fees for wilderness day use: Pricing decisions for recreation on public lands, *Journal of Leisure Research* 31, 269-280.
- Scherrer S. (2003) Evaluation économique des aménités récréatives d'une zone humide d'intérieur, Direction des études économiques et de l'évaluation environnementale (D4E), Paris, La documentation française, 75 p.
- Scherrer S. (2002) Les pertes d'usage récréatif du patrimoine forestier après les tempêtes de 1999 : le cas de la forêt de Fontainebleau, *Economie et Statistique* 357-358, 153-172.
- Shrestha R.K., Alavalapati J.R.R., Stein T.V., Carter D.R. and Denny C.B. (2002) Visitor preferences and values for water-based recreation: A case study of the Ocala National Forest, *Journal of Agricultural and Applied Economics* 34, 547-559.
- Schroeder H.W., Louviere J. (1999) Stated choice models for predicting the impact of user fees at public recreation sites, *Journal of Leisure Research* 31, 300-324.
- SIAGM (2009) Parc naturel régional du golfe du Morbihan, Horizon 2021 : rapport de charte, version 2.4, 132 p.
- Terra S. (2005) Guide de bonne pratique pour la mise en œuvre de la méthode d'évaluation contingente, D4E, Document de travail n° 05-M04.
- Togridou A., Hovardas T. and Pantis J.D. (2006) Determinants of visitors' willingness-to-pay for the National Marine Park of Zakynthos, Greece, *Ecological Economics* 60, 308-319.
- Uyarra M.C., Gill J.A. and Côté I.M. (2010) Charging for nature: Marine park fees and management from a user perspective, *AMBIO* 39, 515-523.
- Vourc'h A., Natali J.-M. (2000) Sites naturels. Contribution du tourisme à leur gestion et à leur entretien, *Les cahiers de l'AFIT - Guides de savoir faire*, 140 p.
- Watson A.E., Herath G. (1999) Societal response to recreation fees on public lands, *Journal of Leisure Research* 31(3), 325-334.
- Willing M. (1996) La méthode d'évaluation contingente: de l'observation à la construction des valeurs de préservation, *Natures-Sciences-Sociétés* 4, 6-22.

- Wilson J.J., Lantz V.A. and MacLean D.A. (2010) A benefit-cost analysis of establishing protected natural areas in New Brunswick, Canada, *Forest Policy and Economics* 12, 94-103.
- Wiser R.H. (2007) Using contingent valuation to explore willingness-to-pay for renewable energy: A comparison of collective and voluntary payment vehicles, *Ecological Economics* 62, 419-432.
- Wu T.C. (2010) Acceptance of pricing strategies: A Taiwanese experience affiliating tourism with public recreation management, *International Journal of Tourism Policy* 3, 142-158.

ANNEXE

Résultats des nouvelles estimations du Tobit censuré simple

Formats de paiement :	Modèle Taxe (1)	Modèle Droit d'entrée (2)	Modèle global (1 et 2 réunis)
<i>Variables</i>	<i>Coefficients</i>	<i>Coefficients</i>	
CONSTANTE	- 5,343 (9,455) ns	- 1,080 (6,463) ns	- 3,706 (5,669) ns
AGE	- 0,215 (0,058) ***	- 0,061 (0,037) *	- 0,137 (0,033) ***
LOG du REVENU	3,217 (1,294) **	2,348 (0,864) ***	2,826 (0,766) ***
COUPLE	- 2,641 (2,238) ns	- 3,418 (1,549) **	- 3,119 (1,345) **
PROBABLE	4,904 (1,484) ***	3,927 (1,026) ***	4,268 (0,881) ***
PDAC_FIN	- 6,075 (1,749) ***	- 0,130 (1,192) ns	- 3,083 (1,040) ***
TFAV_PROG	2,408 (1,454) *	2,634 (0,980) ***	2,607 (0,863) ***
T_CONCERNE	- 1,774 (1,492) ns	- 1,772 (0,981) *	- 1,930 (0,859) **
VIS_SENE	3,487 (1,667) **	- 1,231 (1,056) ns	1,042 (0,944) ns
FREQ_PFS	- 0,130 (1,452) ns	2,438 (1,177) **	0,857 (0,942) ns
RES_AUTRE	0,627 (0,700) ns	- 0,900 (1,173) ns	0,101 (0,999) ns
FAM_ENF	2,892 (1,520) *	- 0,144 (1,046) ns	1,589 (0,910) *
MONUMENT	1,097 (1,405) ns	- 1,541 (1,011) ns	- 0,0009 (0,863) ns
Sigma	11,260 (0,501)	8,402 (0,349)	10,077 (0,306)
Log-vraisemblance	- 1 011,097	- 1 057,5262	- 2 095,007
Xhi-deux	69,92	43,78***	91,19***
Pseudo-R ² (McFadden)	0,0334	0,020	0,022

Lecture : * : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 10 % ; ns : non significatif, et (.) : écart-type