

La pêche professionnelle est-elle un facteur d'attractivité récréative sur le littoral ?

Carole ROPARS-COLLET, Mélody LEPLAT, Philippe LE GOFFE, Marie LESUEUR

Working Paper SMART – LERECO N°15-02

April 2015



Les Working Papers SMART-LERECO ont pour vocation de diffuser les recherches conduites au sein des unités SMART et LERECO dans une forme préliminaire permettant la discussion et avant publication définitive. Selon les cas, il s'agit de travaux qui ont été acceptés ou ont déjà fait l'objet d'une présentation lors d'une conférence scientifique nationale ou internationale, qui ont été soumis pour publication dans une revue académique à comité de lecture, ou encore qui constituent un chapitre d'ouvrage académique. Bien que non revus par les pairs, chaque working paper a fait l'objet d'une relecture interne par un des scientifiques de SMART ou du LERECO et par l'un des deux éditeurs de la série. Les Working Papers SMART-LERECO n'engagent cependant que leurs auteurs.

The SMART-LERECO Working Papers are meant to promote discussion by disseminating the research of the SMART and LERECO members in a preliminary form and before their final publication. They may be papers which have been accepted or already presented in a national or international scientific conference, articles which have been submitted to a peer-reviewed academic journal, or chapters of an academic book. While not peer-reviewed, each of them has been read over by one of the scientists of SMART or LERECO and by one of the two editors of the series. However, the views expressed in the SMART-LERECO Working Papers are solely those of their authors.

La pêche professionnelle est-elle un facteur d'attractivité récréative sur le littoral ?

Carole ROPARS-COLLET

Agrocampus Ouest, UMR1302 SMART, F-35000 Rennes, France

Mélody LEPLAT

BREST BUSINESS SCHOOL, 2 avenue de Provence, 29200 Brest, France

Philippe LE GOFFE

Agrocampus Ouest, UMR1302 SMART, F-35000 Rennes, France

Marie LESUEUR

Agrocampus Ouest, Pôle halieutique, 65 rue de Saint-Brieuc, CS 84215, 35042 Rennes Cedex, France.

Auteur pour la correspondance

Carole Ropars-Collet

Agrocampus Ouest, UMR SMART

65 rue de Saint-Brieuc, CS 84215

35042 Rennes cedex, France

Email: carole.ropars@agrocampus-ouest.fr

Téléphone / Phone: +33 (0)5 61 15 56 91

Fax: +33 (0)2 23 48 54 17

La pêche professionnelle est-elle un facteur d’attractivité récréative sur le littoral ?

Résumé

La pêche professionnelle peut être vue comme une activité multifonctionnelle, puisqu’elle ne fournit pas uniquement des produits de base, mais a aussi d’autres fonctions (environnementales, sociales, territoriales, etc.). Dans cet article, on s’intéresse aux aménités produites par la pêche, telles que la présence de bateaux de pêche ou de vente directe par les pêcheurs, qui peuvent conditionner les choix individuels de visite sur le littoral. Nous cherchons à évaluer les consentements à payer pour ces aménités en utilisant une méthode d’expériences de choix. Pour cela, une large enquête a été conduite dans les départements limitrophes de la Manche et de la mer du Nord en France auprès de mille personnes.

Mots-clés : Multifonctionnalité de la pêche, Valeur non marchande, Expériences de choix

Classifications JEL : C35, C9, Q22, Q26

Is commercial fishery an asset for recreational demand on the coastline?

Abstract

The concept of multifunctionality of fishing activities is emerging, as fishery activities do not only provide commodity goods but have others functions (environmental, social, territorial, etc.). We choose to focus on the provision of amenities, such as the presence of fishing boats or direct sales of seafood, for which there is a demand that partly conditions the individual choices of visit on the coastline. We used choice experiments to estimate willingness to pay for these amenities produced jointly by commercial fishing. The empirical study was conducted on a sample of one thousand people we surveyed along the coasts of French Channel and of the North Sea.

Keywords: Multifunctional fishery, Non-market value, Choice experiments

JEL classifications: C35, C9, Q22, Q26

La pêche professionnelle est-elle un facteur d’attractivité récréative sur le littoral ?

1. Introduction

Les activités de pêche professionnelle participent à l’identité des territoires littoraux, à travers les infrastructures portuaires, les débarquements des bateaux de pêche et les criées, la transformation des produits de la pêche, la vie au rythme des marées, etc. En dehors des effets indirects et induits de la pêche, l’identité « pêche » du territoire et donc les aménités produites par la pêche peuvent attirer des visiteurs dans les régions littorales ou tout simplement maintenir les populations dans ces régions. Ainsi, à l’image de l’agriculture, la pêche peut être vue comme une activité multifonctionnelle. Ce concept de multifonctionnalité a été introduit initialement pour l’agriculture. L’OCDE (2001) définit la multifonctionnalité comme une caractéristique de l’agriculture, c’est à dire l’aptitude à produire conjointement¹ des produits de base (aliments essentiellement) et des produits autres. Quand ces produits autres ont des caractéristiques de biens publics, les marchés sont inefficaces et l’offre peut être insuffisante. Il est alors légitime d’encourager la fourniture de ces biens publics par des aides couplées à la production ou bien ciblées sur des pratiques spécifiques, selon l’intensité de la jointure et les coûts de transaction (Vatn, 2001).

Contrairement à l’agriculture, où la multifonctionnalité a été beaucoup questionnée dans les années 2000, les travaux académiques et les discussions politiques sur la multifonctionnalité de la pêche sont quasiment inexistantes. Dans un papier récent sur le développement de la petite pêche en Méditerranée et de la mer Noire, Malorgio et Mulazzani (2013) ont essayé d’appliquer le concept de multifonctionnalité à la pêche, en faisant bien la distinction avec les questions relevant de la diversification des activités de pêche. Parmi les fonctions ayant des caractéristiques de bien public, ces auteurs distinguent les fonctions environnementales, territoriales et sociales.

S’agissant de la fonction environnementale, la pêche affecte les écosystèmes aquatiques, mais plutôt négativement, notamment à travers la surpêche et les altérations des fonds marins dues aux engins et techniques de pêche, ou encore la perte de biodiversité. En outre, l’absence de droits de propriété bien définis, attachés aux ressources et à l’environnement aquatique, ne contribue pas à rendre crédibles les revendications à propos de la fonction environnementale de la pêche. La France est un des rares pays à

¹ Cette définition fait référence à la technologie de production (approche primale). On peut également définir la multifonctionnalité à partir des coûts de production (approche duale). Le caractère conjoint de la production se traduit alors par des économies de gamme.

avoir accordé des compensations au titre de cette fonction, à travers les Contrats Bleus² introduits en 2008.

Au sein des fonctions territoriales et sociales répertoriées par Malorgio et Mulazzani (2013), la capacité des activités de pêche à attirer les visiteurs des régions touristiques est une des fonctions les plus crédibles au titre de la multifonctionnalité de la pêche : « les visiteurs aiment voir des bateaux dans les ports et du poisson sur les marchés ». Autrement dit, les visiteurs sont sensibles aux aménités esthétiques et sociales, culturelles et patrimoniales liées aux activités de pêche, en mer et à terre (bateaux, présence de marins-pêcheurs, débarquement et commercialisation des poissons). On a ici affaire à des biens publics quasiment purs, pour lesquels la jointure avec les biens et services commercialisés dépend du type d'activité de pêche (elle est probablement plus forte pour la pêche côtière et la vente directe que pour la grande pêche et la vente en criée). Ainsi, au-delà de sa vocation primaire, la pêche professionnelle procure des bénéfices à la société. Elle n'est pas uniquement source d'externalités négatives.

A l'image de Bennett *et al.* (2004) qui s'interrogent sur le consentement à payer des australiens pour le maintien de communautés rurales en déclin, notre étude porte sur la demande des externalités positives, produites par la pêche professionnelle, qui pourraient légitimer des aides publiques à ce secteur. Nous avons cherché à voir si les aménités littorales produites par la pêche professionnelle étaient valorisées par les visiteurs, en analysant les arbitrages faits par ces derniers entre différentes catégories d'attributs. Cependant, les bénéfices non marchands de la pêche sont difficiles à évaluer puisqu'il n'existe pas de marché observant directement les prix de ces aménités. Alpizar *et al.* (2003) recommandent alors plutôt d'utiliser les méthodes de préférences déclarées par rapport à celles de préférences révélées. Certes, ces dernières ont l'avantage de s'appuyer sur des choix réels, mais l'inconvénient est que les variations de certaines caractéristiques pertinentes entre les choix peuvent être insuffisantes pour pouvoir en estimer une valeur. De plus, les pêcheries et zones littorales pouvant être très hétérogènes, les méthodes de révélation des préférences basées sur les comportements observés tels que les déplacements récréatifs posent ici des problèmes empiriques et économétriques. A moins d'avoir une description exhaustive des attributs des sites, on peut se retrouver avec des attributs non contrôlés, entraînant des problèmes d'endogénéité liée à l'omission de variables explicatives des choix pertinentes. Dans le cas de méthodes de préférences révélées comme celle des prix hédonistes s'appuyant sur les prix immobiliers, ce sont des problèmes d'auto-corrélation spatiale que l'on peut retrouver. C'est pourquoi dans cette étude nous avons préféré avoir recours au cadre plus formalisé des

² Les contrats bleus ont été mis en place en 2008 dans le cadre du « Plan Barnier pour une pêche durable et responsable ». Dans ce cadre, les navires adhérents sont indemnisés en contre partie du respect de leur engagement à pratiquer une pêche plus respectueuse de la ressource et de l'environnement.

expériences de choix, en dépit de son caractère hypothétique. Comme le notent Birol *et al.* (2006), les expériences de choix sont parmi les méthodes d'évaluation non marchande celles les plus précises pour quantifier les bénéfices de biens environnementaux ayant de multiples caractéristiques et fonctions. Initialement, ces méthodes de modélisation des choix ont été développées par Louviere et Hensher (1982), et Louviere et Woodworth (1983). La méthode des expériences de choix, à travers une enquête, propose aux répondants de choisir entre différents biens décrits par des attributs. Cette méthode contrairement à la méthode d'évaluation contingente traditionnelle permet d'estimer le consentement à payer pour chacun des attributs (Agimass et Mekonnen, 2011). De plus, les comportements stratégiques sont minimisés, car il est plutôt difficile pour les enquêtés d'adopter des réponses stratégiques avec de multiples ensembles de choix (Bennett et Biro, 2010). Cette répétition des choix permet aux enquêtés d'exprimer leurs préférences à plusieurs reprises (Hanley *et al.*, 2001). Elle permet, en outre, le recueil d'une plus grande masse de données avec un coût supplémentaire réduit. Construire les alternatives sur la base d'attributs entièrement choisis par l'analyste permet de maîtriser tout le processus d'enquête (Freeman, 2003). De plus, dans un contexte similaire d'évaluation d'externalités, Mogas *et al.* (2005) concluent que la méthode des expériences de choix aboutit à une meilleure connaissance des préférences sur les attributs que la méthode d'évaluation contingente. En se basant sur le choix de sites fictifs caractérisés par des attributs, on a étudié ici les arbitrages entre les attributs d'intérêt (bateaux de pêche et vente directe de produits de la mer par les pêcheurs locaux) et les attributs de contrôle, classiques des sites littoraux (plage, sentiers côtiers, port de plaisance, patrimoine architectural historique). L'application empirique a été conduite sur un échantillon d'environ mille personnes, enquêtées dans les départements limitrophes de la Manche et de la mer du Nord en France. Nous montrons que les aménités produites par la pêche professionnelle sont valorisées par les visiteurs, autant que certains attributs traditionnels du littoral, récréatifs ou patrimoniaux.

Cet article présente successivement la conception du questionnaire, l'enquête et la description de l'échantillon, le modèle théorique, en distinguant le modèle de choix de la présentation des consentements à payer, les résultats des estimations, y compris celles des consentements à payer, avant de conclure.

2. Conception du Questionnaire

L'objectif de l'étude est de voir quels sont les attributs des sites littoraux les plus valorisés par les individus. La méthode des expériences de choix permet d'étudier les préférences déclarées des individus pour les différents attributs. Ceux plus particulièrement intéressants dans le cadre de cette étude sont les externalités produites par la pêche professionnelle. On cherche donc à savoir si pour les visiteurs potentiels de sites littoraux, l'activité de pêche professionnelle est un attribut attractif, répulsif

ou neutre. Pour cela, nous souhaitons, lors d'une enquête, mettre des personnes en situation de choix entre des sites récréatifs fictifs décrits par différents attributs. Les combinaisons des différentes modalités des attributs permettent de construire les alternatives proposées pour chaque occasion de choix, c'est-à-dire les sites récréatifs, entre lesquels les individus interrogés vont devoir choisir. Chaque occasion de choix présentée aux enquêtés est constituée de trois alternatives : deux alternatives qui représentent des sites récréatifs fictifs, construits sur la base des attributs que l'on a sélectionnés, et une troisième alternative, celle dite de *statu quo*, qui permet aux individus de ne choisir aucune des alternatives proposées.

2.1. Choix des attributs

Les attributs choisis sont combinés pour construire les alternatives entre lesquelles les personnes interrogées vont devoir choisir. Afin que les individus puissent faire facilement un arbitrage, le nombre d'attributs ne doit pas être trop élevé. De plus, les alternatives doivent être crédibles pour les enquêtés : les attributs doivent donc être représentatifs des sites littoraux de l'ensemble de la zone d'étude afin d'être réalistes (Ryan et Wordsworth, 2000) et avoir un sens pour les enquêtés (Bennett et Adamowicz, 2001). Pour cela, nous avons cherché quelles étaient les caractéristiques pertinentes permettant de décrire un site littoral. Parmi les attributs devaient apparaître les aménités en lien avec la présence d'une activité de pêche professionnelle pour répondre à notre problématique. Nous nous sommes concentrés sur la partie visible de cette activité : les bateaux de pêche et la vente directe de produits de la mer par les pêcheurs locaux. Nous n'avons pas fait la distinction entre les différents types de pêche et donc de bateaux de pêche (côtiers, hauturiers) car cela n'aurait certainement pas été suffisamment évocateur pour des non-initiés. A travers l'attribut vente directe, nous souhaitons voir si la possibilité de voir du poisson frais, indépendamment du fait de l'acheter était un élément attractif. En effet, il existe une forte tradition, dans les départements enquêtés, de vente directe aux consommateurs par les pêcheurs, sur les quais de débarquement ou sur des petits étals, et qui attire les badauds. Les infrastructures portuaires (digues, jetées, criées, etc.) ont été envisagées, mais derrière ces attributs potentiels se posait la question de l'accessibilité difficile à mesurer.

En outre, les personnes interrogées doivent être en mesure d'arbitrer entre des attributs en lien avec la pêche et d'autres attributs typiques d'un site littoral mais indépendants de la présence d'une activité de pêche. Nous avons souhaité des attributs plutôt non marchands, puisque l'intérêt de l'étude est de cibler des politiques publiques. Nous avons procédé en plusieurs étapes pour sélectionner nos attributs. L'enquête de Leplat (2009), effectuée durant l'été 2007, indiquait que les visiteurs des sites littoraux pratiquent en été la baignade (58%), la promenade/randonnée (26%), les sports nautiques (9%) ou la pêche (7%). Ils recherchent donc principalement la plage ou un itinéraire, c'est-à-dire un objectif de

promenade. Nous avons donc identifié des attributs recherchés par les visiteurs de sites littoraux, que nous avons soumis à un comité d'experts constitués d'économistes et d'halieutes. Au total, six attributs ont été choisis : bateaux de pêche, sentiers côtiers, vente directe par les pêcheurs de produits de la pêche locale, plage, port de plaisance, patrimoine architectural historique (remparts, base sous-marine, maisons anciennes, etc.). Ces attributs sont qualitatifs et possèdent deux modalités (présence, absence).

Afin de pouvoir calculer les consentements à payer pour chacun des attributs, il est nécessaire d'introduire un attribut monétaire, appelé couramment véhicule de paiement. Les visiteurs de sites littoraux dans la zone d'étude ne sont pas habitués à payer pour profiter de sites naturels récréatifs, car l'accès y est le plus souvent gratuit. Comme Hanley *et al.* (2002), Boxall et Macnab (2000), et Rulleau *et al.* (2011), le choix a été d'utiliser la distance pour se rendre en voiture sur un site littoral comme variable indicatrice du coût. Les modalités de cet attribut doivent être équilibrées (même écart entre les différentes modalités), et les écarts entre modalités suffisamment grands pour être explicatifs. Un sondage auprès d'une trentaine de personnes a été conduit pour déterminer les modalités de l'attribut distance puis discuté en comité. Si cet échantillon n'est pas représentatif de la population de la zone d'étude du projet, il mélange des personnes habitant près du littoral et des personnes très éloignées de la côte de façon à recueillir des données hétérogènes sur les distances moyenne et maximale parcourues pour se rendre sur le littoral. Quatre modalités ont été retenues, chacune distante de vingt kilomètres (20 km, 40 km, 60 km, 80 km). Au total, sept attributs ont permis de définir les alternatives des occasions de choix présentées aux enquêtés.

2.2. Les occasions de choix

Les alternatives sont des sites fictifs construits en faisant varier les modalités des sept attributs sélectionnés. Pour chaque occasion de choix proposée, le répondant peut choisir entre trois alternatives. Il peut se rendre sur le site littoral A, ou sur le site littoral B (chacun de ces deux sites fictifs étant définis par des niveaux d'attributs différents), ou encore ne se rendre sur aucun des sites proposés (alternative *statu quo*). Un plan d'expérience factoriel a été utilisé pour construire les alternatives et les occasions de choix proposées aux personnes enquêtées, à partir des modalités des sept attributs sélectionnés. Un plan factoriel complet comprend l'ensemble des alternatives qui peuvent être construites en combinant les modalités des divers attributs. Un tel plan a l'avantage d'être orthogonal, c'est-à-dire que les attributs ne sont pas corrélés entre eux. Avec six attributs à deux modalités et un attribut à quatre modalités, ($2^6 \times 4^1$) combinaisons sont possibles, c'est-à-dire 256 occasions de choix pour un plan factoriel complet. Or, il n'est pas envisageable de proposer à un individu autant de choix successifs. Il est possible alors d'utiliser un plan factoriel fractionnel, orthogonal ou non, afin de

réduire le nombre de situations de choix. Ces plans d'expériences ont été réalisés sous SAS en utilisant les procédures *mktx* et *mkruns*.

Huber et Zwerina (1996) ont montré que les designs efficaces permettent d'aboutir à des estimations de paramètres plus précises que les designs orthogonaux pour un design de même taille, et/ou de réduire la taille du design. On utilise donc ici un design efficace qui laisse de côté la question de la corrélation entre les niveaux d'attributs pour trouver les plans d'expériences qui permettront de réduire l'erreur-type estimée des paramètres. Le design efficace est donc construit de manière à optimiser les estimations des paramètres des modèles de choix discrets, tout en limitant le nombre (annexe 1). Il repose sur l'exploitation de l'information connue sur les valeurs des paramètres des attributs, appelées *priors*. Ces *priors* peuvent être issus d'analyses antérieures. En l'absence de données sur les valeurs potentielles des paramètres, une pré-enquête peut être conduite afin de les estimer (Huber et Zwerina, 1996), ce que nous avons retenu comme solution. Une enquête pilote a été conduite en mai 2013 auprès de cent personnes, en utilisant tout d'abord un plan factoriel fractionnel orthogonal. Un modèle multinomial logit a été estimé sur ces données récoltées, ce qui a permis d'obtenir les *priors*. Le design efficace a ensuite été construit en minimisant la D-error, c'est-à-dire le déterminant de la matrice de variance-covariance asymptotique des paramètres (Rose et Bliemer, 2009), mesure d'efficacité non sensible à l'ordre de grandeur des paramètres (Street *et al.*, 2005) (ce qui conduit généralement à privilégier cette mesure). Même si l'introduction d'une alternative de *statu quo* réduit l'efficacité du design, elle doit être introduite dans le questionnaire pour améliorer sa cohérence avec la théorie du consommateur et des choix réels (Hoyos, 2010).

Le design final efficace contenait trente-deux situations de choix (éclatées en quatre blocs) et aucune alternative dominante. Finalement, pour que l'enquête soit facilement réalisable et la durée de l'interview acceptable pour tous les individus enquêtés, quatre versions du questionnaire ont été créées. Huit occasions de choix de balades sur des sites fictifs à faire sur une journée étaient présentées à chaque répondant. Les occasions de choix ont été présentées dans un ordre différent aux enquêtés afin que l'on ne retrouve pas de biais lié à la lassitude des répondants. L'attribut distance a été présenté au milieu de la liste des attributs lors de la présentation des occasions de choix afin de ne pas le placer trop en évidence. On évite ainsi que les personnes interrogées ne se focalisent sur cet attribut dans leurs réponses et choisissent plutôt *le statu quo*. Pour chacune des huit occasions de choix, on demandait à l'enquêté sur quel site il préférerait se rendre pour une sortie à la journée. Le tableau 1 présente une occasion de choix proposée aux personnes interrogées. Les enquêtés ont, dans cette occasion de choix, la possibilité de se rendre sur le site A situé à 60 km, lequel présente des sentiers côtiers, des éléments de patrimoine architectural et des bateaux de pêche, ou bien se rendre sur le site B plus proche (40 km) sur lequel il n'y a qu'un port de plaisance, ou encore ne choisir aucun des deux sites.

En plus des expériences de choix proposées, le questionnaire contenait d'autres parties. Après la présentation des occasions de choix, les enquêtés ont eu à classer les attributs selon l'importance qu'ils leur avaient accordée lors du choix entre les trois alternatives au sein de chaque occasion de choix proposée, afin de s'assurer par la suite de la cohérence de leurs choix. Les individus enquêtés ont également été interrogés sur l'opinion qu'ils avaient de la pêche. Il leur a été demandé s'ils avaient un lien avec le secteur de la pêche et lequel, s'ils étaient originaires du bord de mer, quelles activités ils pratiquaient sur le littoral. Ces questions ont été reléguées en fin de questionnaire afin qu'elles n'influencent pas les réponses des répondants. On évite certains biais, notamment stratégiques, que nous aurions pu avoir si nous avions insisté au début du questionnaire sur la pêche professionnelle côtière. Certaines catégories de la population enquêtée auraient notamment pu favoriser les attributs pêche. Enfin, des informations sur les caractéristiques socio-économiques des enquêtés ont été recueillies.

Tableau 1 : Exemple d'un ensemble de choix proposé aux individus

	Site A	Site B	Aucun des deux sites
Choix	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Bateaux de pêche	✓		
Sentiers côtiers	✓		
Vente directe par les pêcheurs de produits de la pêche locale			
Distance pour se rendre sur le site	60 km	40 km	
Plage			
Port de plaisance		✓	
Patrimoine architectural historique (remparts, base sous-marine, maisons anciennes, etc.)	✓		

3. L'Enquête

3.1. Protocole d'enquête

Cette enquête a été conduite dans le cadre du projet européen « Geography of Inshore Fishing and Sustainability³ » dont l'objectif est l'étude des dimensions socio-économique et culturelle de la pêche

³ Programme de coopération transfrontalière INTERREG IV A 2 Mers co-financé par le FEDER regroupant six partenaires : Université de Greenwich (GB), Université de Brighton (GB), Université de Bretagne Occidentale (Fr), AGROCAMPUS OUEST (Fr), l'Institut marin de Flandres (VLIZ) (Bel) et la municipalité de Middleburg (PB) (<http://www.gifsproject.eu>)

maritime. La zone d'étude du projet comprend les départements anglais, français, belges et néerlandais le long de la Manche et de la mer du Nord, dite région des deux mers.

En France, l'enquête a été déployée sur les départements limitrophes de la Manche et de la mer du Nord (Finistère, Ille et Vilaine, Manche, Calvados, Seine Maritime et Pas de Calais). Ces départements présentent une forte hétérogénéité en termes d'activités de pêche mais aussi d'attractivité touristique. L'enquête portant sur les choix de sites fictifs, elle ne nécessite pas d'être conduite sur des sites particuliers. Les personnes enquêtées ont été interrogées en face-à-face de manière à ce que l'enquêteur explique bien le principe de l'enquête. Une enquête pilote a été conduite en Bretagne, après de cent personnes au printemps 2013 afin de tester le questionnaire. Il s'agissait de vérifier si le principe des choix hypothétiques était bien compris par les enquêtés, si le questionnaire était clair et ne posait pas de problème particulier de compréhension. Les données obtenues ont également servi à recueillir les *priors* pour la construction du design efficient. L'enquête finale a été réalisée au cours de l'été 2013.

Les visiteurs des sites littoraux sont à la fois des touristes et des résidents. Ces deux populations sont susceptibles d'accorder de la valeur à la présence d'activités de pêche professionnelle sur la côte. Nous avons donc choisi d'interroger indifféremment ces deux catégories d'individus en supposant que les comportements ne seraient pas différents puisque les sites que l'on propose de choisir sont des sites fictifs. Un plan d'échantillonnage, avec une stratification de l'échantillon par âge et par genre, a été imposé respectant la structure de la population française. Une hétérogénéité des lieux d'enquête à l'intérieur de la zone éligible a été privilégiée : hétérogénéité de la taille des villes, de situations géographiques, de types de lieu (centre-ville, périphérie, zone rurale). Ainsi, la plupart des enquêtes ont été faites en dehors du littoral⁴ de manière à ce que le lieu d'enquête n'influence pas les réponses. Finalement, 1005 questionnaires complets et exploitables ont été recueillis. Les statistiques descriptives de l'échantillon sont présentées dans le tableau 2.

3.2. Description de l'échantillon

Le plan d'échantillonnage par âge et par genre a été respecté. Près des deux cinquièmes des individus enquêtés sont originaires du bord de mer. Environ 20% des personnes interrogées indiquent qu'elles sont en vacances dans la zone enquêtée. D'après la taille moyenne du foyer et le nombre moyen d'enfants de moins de 18 ans, les répondants sont plutôt des couples. L'échantillon est composé pour la moitié d'individus actifs, pour un quart de retraités. 40 % des individus interrogés ont un niveau de

⁴ C'est-à-dire au-delà des 15 kilomètres du bord de mer qui correspondent à la bande littorale.

formation supérieur au Bac, et un quart a le niveau Bac. Le salaire moyen de l'échantillon se situe dans la tranche 1500 € - 2499 €.

Concernant la fréquentation du bord de mer, près des trois quarts des répondants y viennent au moins une fois par mois en été, mais ils sont près de 10% à ne jamais s'y rendre. Le reste de l'année, la fréquentation du littoral est plus faible avec près de 50% des enquêtés s'y rendant moins d'une fois par mois, voire jamais.

S'agissant des activités principales pratiquées en bord de mer, les personnes interrogées évoquent surtout la plage, les promenades ou encore la baignade. La voile, les sports nautiques ou la pêche récréative sont des activités beaucoup moins pratiquées par les enquêtés. Moins de 20% pratiquent la pêche de loisir en mer (y compris pêche à pied), ce qui est plus que la proportion sur la population française⁵.

Les individus ont été interrogés sur les liens, même ténus, qu'ils avaient avec le monde de la pêche, à travers la vie professionnelle, les loisirs, ou les relations sociales et familiales. Près de 60% ont répondu n'avoir aucun lien avec le monde de la pêche.

La plupart des enquêtés ont plutôt une bonne image de la pêche côtière. Près des trois quarts pensent que c'est une activité importante pour l'économie. Pour la grande majorité des enquêtés, la pêche côtière fait partie du patrimoine et participe à l'attractivité du territoire. Enfin, ils sont relativement peu à évoquer les effets négatifs de la pêche côtière, et notamment l'impact négatif sur les ressources naturelles et la biodiversité.

⁵ Selon l'enquête IFREMER (2013), la population française compte 1 319 000 pêcheurs récréatifs en mer, hors pêche à pied, soit un peu moins de 4 % de la population française de plus de 20 ans. Cependant, c'est dans les départements que nous avons enquêtés que se trouve la plus forte concentration de pêcheurs récréatifs en mer. Ce pourcentage y est certainement plus élevé, surtout si l'on tient compte, en plus, de la pêche à pied comme dans le cas de notre enquête.

Tableau 2 : Statistiques descriptives de l'échantillon

Variable		Moyenne (e.t.)
Taille du foyer		2,56 (1,32)
Nombre d'enfants < 18 ans		0,54 (0,87)
		Proportion
Genre (femme %)		51,94
Touriste (%)		20,91
Originaire du bord de mer (%)		43,78
Maison secondaire sur le littoral (%)		13,34
Age (%)	20-29 ans	17,94
	30-39 ans	16,25
	40-49 ans	18,34
	50-59 ans	17,05
	60-69 ans	15,50
	> 70 ans	14,96
Statut (%)	Actif	53,48
	Chômeur	5,78
	Retraité	27,19
	Etudiant	9,56
	Autre	3,98
Revenus nets mensuels du foyer (%)	< 1500 €	25,34
	1500 € - 2499 €	43,21
	2500 € - 4999 €	23,53
	> 5000 €	9,56
Niveau de formation (%)	Sans diplôme	11,12
	CAP / BEP	22,51
	BAC	25,79
	> BAC	40,50
Activités principales pratiquées en bord de mer (%)	Plage	63,68
	Sports nautiques	19,80
	Baignade	53,53
	Pêche récréative	20,90
	Promenade	75,12
	Visites culturelles	35,42
	Découverte de la nature	40,00
	Navigation (voile)	12,25
Fréquence des visites en bord de mer (%)	En été	
	Tous les jours	18,89
	Plusieurs fois par semaine	25,00
	Plusieurs fois par mois	29,75
	Moins d'une fois par mois	16,29
	Jamais	9,95
	Le reste de l'année	
	Tous les jours	10,18
	Plusieurs fois par semaine	14,03
	Plusieurs fois par mois	27,15
	Moins d'une fois par mois	31,45
	Jamais	17,08
Lien avec le monde de la pêche (%)	Pêcheur professionnel	1,09
	Pêcheur amateur en mer	18,81
	Pêcheur amateur en rivière	8,56
	Contact dans mon travail	4,58
	Famille ou amis	20,30
	Aucun lien	57,91
Perceptions de la pêche côtière ? (%)	Activité importante pour l'économie	73,33
	Activité polluante	11,84
	Gêne pour le tourisme	3,68
	Participe à l'attractivité du territoire	46,27
	Impact négatif sur les ressources naturelles	16,42
	Fait partie du patrimoine	65,17
Nombre d'observations		1005

4. Modèle théorique

Dans la méthode des expériences de choix, les individus enquêtés font face à plusieurs occasions de choix. Les données recueillies sont donc des données de panel. A chaque occasion, ils doivent choisir entre plusieurs alternatives hypothétiques et mutuellement exclusives. Basée sur la théorie du consommateur de Lancaster (1966), l'analyse des préférences des individus suppose que l'utilité individuelle associée au choix de l'alternative j dans l'occasion de choix t se décompose en une partie linéaire dans les paramètres et dépendant de variables observées (les attributs), et un terme d'erreur. Pour l'individu i , l'alternative j est préférée à l'alternative j' dans l'occasion de choix t , si elle lui apporte une plus grande utilité.

Le modèle économétrique utilisé pour l'analyse des choix dépend de la distribution des termes d'erreur. En faisant l'hypothèse de termes d'erreur indépendants et identiquement distribués selon une loi de valeurs extrêmes de type I, le modèle standard est un modèle logit conditionnel. Cependant, cette hypothèse conduit à la propriété d'indépendance des alternatives non pertinentes qui signifie que le rapport des probabilités de choix de deux alternatives est indépendant de l'introduction ou de la suppression d'une alternative. Si les alternatives sont toutes très similaires ou au contraire toutes très différentes, alors cette propriété est pertinente. En revanche, si le degré de similarité entre les alternatives varie, cette propriété n'est alors pas vérifiée.

L'utilisation d'un modèle logit à paramètres aléatoires permet de s'affranchir de cette propriété d'indépendance des alternatives non pertinentes. En outre, l'utilisation des modèles à paramètres aléatoires permet d'introduire de l'hétérogénéité non observée des préférences des individus quant aux attributs des alternatives (Revelt et Train, 1998 ; Train, 2003 ; Hole, 2007a). Ces modèles permettent d'améliorer de façon significative l'ajustement des modèles par rapport au logit standard ou par rapport au logit introduisant des interactions entre les attributs des alternatives et les caractéristiques socio-démographiques des individus enquêtés (Hole, 2008).

Chacun des N individus de notre échantillon fait face au choix de J alternatives pour chacune des T occasions de choix. L'utilité que retire l'individu i ($i = 1, \dots, N$) en choisissant l'alternative j pour l'occasion de choix t est donnée par :

$$U_{ijt} = V_{ijt} + \varepsilon_{ijt} = \beta_i' x_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

Où β_i est le vecteur des paramètres spécifiques à l'individu i , x_{ijt} est le vecteur des attributs observés par l'individu i pour l'alternative j de l'occasion de choix t . Les termes d'erreur ε_{ijt} sont supposés indépendants et identiquement distribués selon une loi de valeurs extrêmes. On note $f(\beta|\theta)$ la fonction de densité de β , où θ correspond aux paramètres de la distribution des β .

La probabilité (conditionnelle à la connaissance de β_i) que l'individu i choisisse l'alternative j dans l'occasion de choix t s'écrit :

$$L_{ijt}(\beta_i) = \frac{\exp(\beta_i' x_{ijt})}{\sum_{j=1}^J \exp(\beta_i' x_{ijt})}$$

Elle correspond à la formule d'un modèle logit. La probabilité d'observer les séquences de choix conditionnellement à la connaissance des β_i est donnée par :

$$S_i(\beta_i) = \prod_{t=1}^T L_{ij(i,t)t}(\beta_i)$$

Où $j(i,t)$ est l'alternative j choisie par l'individu i dans l'occasion de choix t . La probabilité (non conditionnée par la connaissance des β_i) d'observer les séquences de choix est la probabilité conditionnelle intégrée sur la distribution des β :

$$P_i(\theta) = \int S_i(\beta) f(\beta|\theta) d\beta$$

Lorsque la loi de distribution des β est continue, ces modèles à paramètres aléatoires sont aussi appelés modèles *mixed logit*. La vraisemblance du modèle $LL(\theta) = \sum_{i=1}^N \ln P_i(\theta)$ ne pouvant être écrite de façon analytique, l'approximation se fait alors par des méthodes de simulation (Train, 2003).

4.1. Consentements à payer

Les estimations du surplus des consommateurs relatifs à un changement de niveau d'un attribut peuvent être calculées grâce à la procédure détaillée par Adamowicz *et al.* (1994). La fonction d'utilité est généralement spécifiée sous une forme linéaire dans les attributs des alternatives :

$$V_{ijt} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \cdot x_{1ijt} + \dots + \beta_{ki} \cdot x_{kijt} + \beta_{pi} \cdot x_{pijt}$$

Les β_{ki} sont les paramètres associés à l'attribut k , et β_{pi} celui associé à l'attribut prix pour l'individu i . Le paramètre associé β_{pi} s'interprète comme l'utilité marginale du revenu de l'individu i ou encore la désutilité marginale du paiement. Le paramètre de chacun des autres attributs s'interprète comme l'utilité marginale de l'attribut pour l'individu i . Ainsi, le consentement à payer (CAP) pour une modification marginale de l'attribut k s'exprime comme le rapport négatif du paramètre β_k de l'attribut k sur celui de l'attribut prix β_p (dans notre cas, il s'agit d'un attribut distance) :

$$CAP_k = -\frac{\beta_k}{\beta_p}$$

La loi de distribution des paramètres aléatoires généralement utilisée est la loi normale. Le consentement à payer est alors le ratio de deux paramètres normalement distribués pour lequel nous ne pouvons définir les moments (on ne connaît pas sa loi de distribution). Supposer que les préférences relatives à l'attribut prix sont homogènes entre les individus en fixant le paramètre de l'attribut prix comme constant permet de contourner ce problème (Revelt et Train, 1998). En effet, le consentement à payer pour une variation marginale de l'attribut k suit alors la loi de distribution de l'attribut k . C'est ce que font beaucoup d'auteurs par souci de simplification. Meijer et Rouwendal (2006) ont étudié la distribution de ce ratio en prenant différentes lois de distributions sur les paramètres aléatoires. Les résultats de leurs estimations montrent que l'hypothèse d'hétérogénéité des préférences pour l'attribut prix ne peut que rarement être exclue.

La distribution log-normale peut être une alternative à la distribution normale. Dans ce cas, la distribution du CAP est connue si à la fois les paramètres β_k et β_p suivent une loi log-normale. En effet, le ratio de deux variables suivant une loi de distribution log-normale suit également une loi log-normale. Ainsi, si $\beta_l \sim \exp(b_l)$ et $b_l \sim N(\mu_l, \sigma_l^2)$ pour $l = k, p$ alors le consentement à payer pour l'attribut k , $CAP_k = -\frac{\beta_k}{\beta_p} = -\exp(b_k - b_p)$, suit une loi log-normale puisque $(b_k - b_p)$ est normalement distribué.

Ainsi, en considérant les paramètres indépendamment distribués⁶, le consentement à payer $CAP_k \sim LN(\mu_k - \mu_p, \sigma_k^2 + \sigma_p^2)$. La médiane, l'espérance et l'écart-type des paramètres sont donnés respectivement par $\exp(\mu_k)$, $\exp(\mu_k + \sigma_k^2/2)$ et $\exp(\mu_k + \sigma_k^2/2)\sqrt{\exp(\sigma_k^2) - 1}$. La médiane, l'espérance et l'écart-type du consentement à payer CAP_k s'écrivent comme suit (Train, 2003 ; Hole, 2008) :

$$CAP_{k \text{ médiane}} = \exp(\mu_k - \mu_p)$$

$$CAP_{k \text{ espérance}} = \exp\left(\mu_k - \mu_p + \frac{\sigma_k^2 + \sigma_p^2}{2}\right)$$

$$CAP_{k \text{ écart-type}} = \exp\left(\mu_k - \mu_p + \frac{\sigma_k^2 + \sigma_p^2}{2}\right)\sqrt{\exp(\sigma_k^2 + \sigma_p^2) - 1}$$

⁶ Dans le cas, où les coefficients sont corrélés entre eux alors $CAP_k \sim LN(\mu_k - \mu_p, \sigma_k^2 + \sigma_p^2 - 2\rho\sigma_k\sigma_p)$ (Meijer et Rowendal, 2006)

5. Résultats des estimations

Les résultats des estimations des modèles de choix à partir des données d'enquête sont présentés dans le tableau 3. Un modèle logit panel à paramètres aléatoires a été estimé en intégrant comme variables explicatives les six attributs spécifiques des sites et l'attribut distance. Une constante spécifique à l'alternative (CSA) *statu quo* a été introduite afin de capter l'utilité procurée par le fait de ne visiter aucun des sites proposés. Puisque aucune autre constante n'a été introduite, celle-ci permet de mesurer l'utilité que procure le choix du *statu quo* par rapport au choix de l'alternative A ou B. On fait l'hypothèse que les préférences relatives aux attributs spécifiques aux sites, y compris l'attribut distance, sont hétérogènes entre les individus enquêtés. Dans la partie supérieure de la colonne (1) du tableau 3, l'espérance estimée des paramètres aléatoires est présentée, tandis que dans la partie inférieure de la colonne (1), ce sont les écart-types estimés des paramètres des attributs. Les estimations ont été réalisées sous Stata par le maximum de vraisemblance simulé basé sur 500 réplifications (commande *mixlogit*). La colonne (1) présente les résultats d'estimation avec une loi normale pour la distribution des paramètres aléatoires. Pour chaque modèle, les espérances estimées des paramètres des attributs spécifiques aux sites sont toutes significatives au seuil d'erreur de 1%. Ces attributs sont donc des déterminants pertinents des choix de visite de sites en bord de mer. Elles sont toutes positives, ce qui signifie que chacune des caractéristiques utilisées pour décrire les sites contribue positivement à l'utilité des individus enquêtés. Seul le paramètre estimé pour l'attribut distance est négatif. Evidemment, une courte distance à parcourir pour se rendre sur un site sur le littoral est préférée aux distances plus longues. La CSA *statu quo* est significative et négative, signifiant ainsi que pour les individus enquêtés, choisir de se rendre sur un des sites proposés, plutôt que de ne choisir aucun des sites, leur procure de l'utilité. Les paramètres estimés indiquent que les répondants préfèrent de loin l'attribut plage aux autres attributs des sites, tandis que les préférences individuelles pour les attributs port de plaisance et vente directe sont plus faibles.

Les résultats du test du ratio des log-vraisemblances présentés en bas du tableau 3 signifient que l'on peut rejeter l'hypothèse de nullité de tous les écart-types estimés des paramètres aléatoires. Les préférences des individus enquêtés quant aux attributs sont bien hétérogènes. En particulier, les écart-types estimés des paramètres des attributs bateaux de pêche, vente directe et distance sont très significatifs, indiquant ainsi une forte hétérogénéité des préférences entre les individus enquêtés pour ces attributs d'intérêt. Par contre, les préférences individuelles sont plutôt homogènes quant aux attributs classiques des sites littoraux tels que la plage ou les sentiers côtiers.

La distribution normale semble appropriée puisque l'analyse de la distribution des paramètres montre que, pour toute la population enquêtée, chacun des attributs contribue positivement à l'utilité (mis à part l'attribut distance). Cependant comme évoqué à la section précédente, nous avons également

estimé le modèle en faisant l'hypothèse d'une distribution log-normale des paramètres aléatoires de manière à pouvoir caractériser facilement la distribution des consentements à payer. Ces résultats sont présentés dans la colonne (2) du tableau 3. Par contre, ce sont les espérances et écarts-types du logarithme naturel des paramètres aléatoires qui apparaissent dans ce tableau. En spécifiant une distribution log-normale, cela implique que le signe des paramètres sera positif pour tous les individus. Or, on attend un signe négatif pour le paramètre de l'attribut distance. Cet attribut est donc multiplié par moins un pour l'estimation du modèle (Hole, 2007b, 2008 ; Train, 2003).

Le tableau 4 présente les caractéristiques estimées de la distribution des paramètres du modèle (à partir des résultats de la colonne (2) du tableau 3). Les t-statistiques entre parenthèses sont basés sur les erreurs-types calculées par la méthode du Delta (Hole, 2007a). Ces caractéristiques sont très proches de celles de la distribution normale (colonne (1) du tableau 3) en termes de valeurs et de significativité.

Tableau 3 : Modèles logit à paramètres aléatoires : lois de distribution des paramètres normale (1) et log-normale (2)

Variables	(1)	(2)
CSA <i>statu quo</i>	-0,475*** (0,108)	-0,475*** (0,106)
	Espérance du paramètre	Espérance de ln(paramètre)
Bateaux de pêche	0,651*** (0,054)	-0,451*** (0,098)
Sentiers côtiers	0,807*** (0,068)	-0,228*** (0,092)
Vente directe	0,471*** (0,088)	-0,799*** (0,181)
Plage	1,256*** (0,069)	0,213*** (0,060)
Port de plaisance	0,488*** (0,064)	-0,702*** (0,137)
Patrimoine architectural	0,696*** (0,058)	-0,340*** (0,090)
Distance	-0,027*** (0,002)	-3,633*** (0,075)
	Ecart-type du paramètre	Ecart-type de ln(paramètre)
Bateaux de pêche	0,072* (0,042)	0,203** (0,093)
Sentiers côtiers	0,008 (0,179)	-0,022 (0,127)
Vente directe	0,231*** (0,079)	0,457*** (0,157)
Plage	0,040 (0,108)	-0,097 (0,068)
Port de plaisance	0,007 (0,140)	0,069 (0,177)
Patrimoine architectural	0,001 (0,128)	-0,021 (0,180)
Distance	0,007*** (0,002)	0,253*** (0,057)
Nb. observations (Nb. individus X 3 options X 8 ensembles de choix)	24120	24120
Log Vraisemblance	-6846,23	-6721,23
LR $\chi^2(7)$	123,37 (0,00)	120,53 (0,00)

***, **, * désignent les variables significatives aux seuils de 1%, 5% et 10 % respectivement.

Les erreurs-types estimées figurent entre parenthèses.

Nombre de réplifications pour le maximum de vraisemblance simulé : 500.

Tableau 4 : Caractéristiques de la distribution des paramètres

	Médiane du paramètre	Espérance du paramètre	Ecart-type du paramètre
Bateaux de pêche	0,637*** (0,062)	0,650*** (0,060)	0,133** (0,061)
Sentiers côtiers	0,796*** (0,074)	0,796*** (0,074)	0,018 (0,101)
Vente directe	0,449*** (0,081)	0,499*** (0,076)	0,241*** (0,092)
Plage	1,237*** (0,074)	1,243*** (0,075)	0,120 (0,086)
Port de plaisance	0,496*** (0,068)	0,497*** (0,067)	0,034 (0,088)
Patrimoine architectural	0,712*** (0,064)	0,712*** (0,064)	0,015 (0,128)
Distance	-0,026*** (0,002)	-0,027*** (0,002)	0,007*** (0,001)

*** désigne les variables significatives au seuil de 1%.

Les erreurs-types calculées par la méthode du Delta (avec un maximum de 100 itérations) figurent entre parenthèses.

Les modèles à paramètres aléatoires estimés ici font l'hypothèse que les coefficients sont indépendamment distribués. Or il est possible par exemple que des individus ayant une forte préférence pour la plage aient également une forte préférence pour les sentiers côtiers. Si tel est le cas, cette hypothèse d'indépendance est violée. Afin de vérifier cette hypothèse d'indépendance des paramètres, nous avons ré-estimé les modèles en supposant les paramètres aléatoires corrélés entre eux. Le nombre de paramètres à estimer augmente de $K(K-1)/2$, soit 21. Les résultats de l'estimation de ce modèle sont présentés en annexe 2. Un test de ratio de vraisemblance a été utilisé pour tester la significativité jointe des éléments de la matrice de covariance entre les paramètres (en dehors des éléments de la diagonale qui correspondent aux variances des paramètres estimés). Sous l'hypothèse nulle (paramètres non corrélés entre eux), cette statistique suit un $\chi^2_{5\%}(21) = 32,67$. La valeur du test, donnée par $2(6867,40 - 6837,01) = 60,78$, conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance entre les paramètres. Meijer et Rouwendal (2006) recommandent d'en tenir compte dans l'estimation des modèles à paramètres aléatoires. Cependant, selon Hole (2008), les caractéristiques de la distribution des consentements à payer obtenues à partir d'un modèle où tous les paramètres sont corrélés entre eux sont très proches de celles issues d'un modèle faisant l'hypothèse d'indépendance entre les paramètres. Nous choisissons de ne retenir que les résultats des estimations supposant les paramètres indépendants. Par conséquent, nous n'utilisons par la suite que les caractéristiques de la distribution des paramètres du tableau 4 pour calculer celles des consentements à payer.

Il nous a semblé pertinent de tester des interactions entre les attributs des sites et certaines caractéristiques individuelles disponibles dans l'échantillon. Notamment, nous avons contrôlé si les préférences relatives aux attributs étaient différentes lorsque les enquêtés sont des touristes. Aucun des paramètres d'interaction n'est significatif au seuil de 5% d'erreur. Au vu de nos résultats économétriques, il n'apparaît aucune différence significative entre les préférences des touristes et celles des résidents quant aux attributs des sites (résultats d'estimation présentés en annexe 3). Nous avons également voulu voir si les individus ayant répondu n'avaient aucun lien avec le secteur des pêches ont une attitude différente vis à vis des attributs des sites. Les résultats de l'estimation du modèle avec interactions, en prenant une loi log-normale pour la distribution des paramètres, sont présentés dans le tableau 5. La significativité conjointe des paramètres des interactions a été testée à l'aide d'un ratio de vraisemblance. La valeur du test, donnée par $2(6846,23 - 6819,44) = 53,58$ conduit à rejeter l'hypothèse de nullité de ces paramètres. En particulier, les paramètres des interactions avec les attributs bateaux de pêche, vente et plaisance sont significativement différents de zéro. De plus, ils sont négatifs. En calculant les caractéristiques de la distribution des paramètres pour chacun des attributs (de la même manière que pour le tableau 4), la valeur des paramètres reste tout de même positive tout le long de la distribution sur la population enquêtée ayant répondu n'avaient aucun lien avec le secteur de la pêche (de près ou de loin). Mais ces individus valorisent moins la présence de bateaux de pêche sur un site, ou encore la possibilité de voir la vente de poissons fraîchement débarqués par les pêcheurs. Ils sont moins sensibles que les autres individus à ces attributs lorsqu'ils visitent le littoral.

Dans le modèle, l'attribut prix est en réalité un attribut distance. Mais la distance, utilisée comme une variable indicatrice du coût, est convertie par la suite en un coût comme chez Hanley *et al.* (2002) et Timmins et Murdoch (2007). Pour cela, plusieurs possibilités sont évoquées dans la littérature. Seul le coût du carburant, sans y inclure le coût de l'usure du véhicule, a été retenu, supposant ainsi que les individus n'accordent d'importance qu'au coût du carburant lors du choix d'une visite à la journée, surtout lorsque les distances sont relativement courtes comme c'est le cas dans les occasions de choix proposées. Un coût de 0,103 € par kilomètre a été utilisé, moyenne de l'indemnisation des frais de carburant au kilomètre pour les véhicules de 5 à 7 chevaux fiscaux, en considérant que 75% du parc automobile français roule au gazole. Cette valeur est proche de celle utilisée par Rulleau *et al.* (2011). L'attribut distance est converti en coût de transport aller-retour par la formule suivante : Distance en kilomètres x 2 x 0,103€.

Tableau 5 : Modèle logit à paramètres aléatoires avec interactions entre attributs et caractéristiques des individus enquêtés

	CSA <i>statu quo</i>	-0,507*** (0,109)
Espérance du ln(paramètres)	Bateaux de pêche	-0,155* (0,090)
	Sentiers côtiers	-0,244** (0,115)
	Vente directe	-0,570*** (0,179)
	Plage	0,144* (0,081)
	Port de plaisance	-0,556*** (0,138)
	Patrimoine architectural	-0,416*** (0,125)
	Distance	-3,584*** (0,080)
	Bateaux de pêche X Sans lien avec la pêche	-0,357*** (0,064)
	Sentiers côtiers X Sans lien avec la pêche	-0,007 (0,077)
	Vente directe X Sans lien avec la pêche	-0,208*** (0,071)
Plage X Sans lien avec la pêche	0,069 (0,074)	
Port de plaisance X Sans lien avec la pêche	-0,120* (0,065)	
Patrimoine architectural X Sans lien avec la pêche	0,110 (0,071)	
Distance X Sans lien avec la pêche	0,002 (0,002)	
Ecart-type du ln(paramètres)	Bateaux de pêche	0,153** (0,081)
	Sentiers côtiers	-0,043 (0,119)
	Vente directe	0,567*** (0,169)
	Plage	-0,111 (0,074)
	Port de plaisance	-0,018 (0,145)
	Patrimoine architectural	0,141 (0,178)
	Distance	0,204*** (0,064)
	Nb. observations (Nb. individus X 3 options X 8 ensembles de choix)	
Log Vraisemblance		-6819,44
LR(7)		116,60(0,00)

***, **, * désignent les variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10 %.

Les erreurs-types estimées figurent entre parenthèses. Nombre de réplifications pour le maximum de vraisemblance simulé : 500

5.1. Estimation des consentements à payer

Le tableau 6 présente les caractéristiques de la distribution des consentements à payer pour chaque attribut. Les valeurs entre parenthèses sont les erreurs-types calculées en utilisant la méthode du Delta avec 100 itérations. Ces valeurs sont toutes positives et significatives au seuil de 1%. Les niveaux des attributs spécifiques aux sites étant qualitatifs (absence ou présence), le consentement à payer d'un attribut spécifique s'interprète comme la valeur implicite de cet attribut présent sur un site littoral. C'est le prix qu'un individu enquêté est prêt à payer pour profiter de cet attribut lorsqu'il se rend sur le bord de mer.

Tableau 6 : Caractéristiques de la distribution des consentements à payer pour chaque attribut

	Consentement à payer (€ par visite et par individu)		
	Médiane	Espérance	Ecart-type
Bateaux de pêche	4,96*** (0,63)	5,23*** (0,66)	1,74*** (0,43)
Sentiers côtiers	6,20*** (0,70)	6,41*** (0,78)	2,18*** (0,59)
Vente directe	3,50*** (0,66)	4,02*** (0,63)	2,25*** (0,64)
Plage	9,64*** (0,88)	10,00*** (1,00)	2,76*** (0,77)
Port de plaisance	3,86*** (0,57)	4,00*** (0,61)	1,07*** (0,39)
Patrimoine architectural	5,55*** (0,57)	5,73*** (0,62)	1,48*** (0,41)

*** désigne les variables significatives au seuil de 1%.

Les erreurs-types calculées par la méthode du Delta figurent entre parenthèses (avec un maximum de 100 itérations)

Intuitivement, on s'attend à ce que les valeurs des consentements à payer pour la présence d'une plage, ou encore de sentiers côtiers soient les plus élevés. En effet, la plage et les balades figurent parmi les principales activités évoquées par les répondants quand ils vont au bord de la mer. Comme attendu, la priorité est donnée à la présence d'une plage sur un site. L'écart entre l'espérance du CAP pour l'attribut le plus valorisé (plage) et celle pour l'attribut le moins valorisé (port de plaisance) est de 6 €. L'espérance du CAP pour les bateaux de pêche, quatrième attribut le mieux valorisé, est proche de l'espérance du CAP pour la présence de patrimoine (troisième attribut le mieux valorisé). On voit en particulier que la valeur du CAP pour l'attribut bateaux de pêche peut être relativement élevée pour certains individus (de plus 30% pour une partie de la population enquêtée) et être supérieur à la valeur du CAP pour les sentiers côtiers. C'est donc un attribut qui conditionne les choix de visites d'une partie des répondants. Concernant la vente directe de poissons par les pêcheurs locaux, le CAP varie fortement entre les répondants (l'écart-type du CAP estimé est un peu plus de 50% de l'espérance du

CAP estimé). Il est proche du CAP pour les sentiers côtiers ou encore les bateaux de pêche pour une partie de la population enquêtée, mais il peut aussi être faible pour d'autres répondants. Le tableau 7 présente l'espérance du consentement à payer pour chacun des attributs en distinguant les enquêtés ayant répondu avoir un lien (même ténu) avec la pêche de ceux ayant répondu ne pas en avoir (à partir des résultats d'estimation du tableau 5). Il ressort que les personnes enquêtées ayant un lien avec la pêche ont des consentements à payer (en espérance) plus élevés pour les attributs bateaux de pêche et vente directe (respectivement de 70% et 50%) que les autres répondants.

Tableau 7 : Caractéristiques des consentements à payer pour chaque attribut

Espérance des consentements à payer (€ par visite et par individu)		
	Enquêtés n'ayant aucun lien avec la pêche	Enquêtés ayant un lien avec la pêche
Bateaux de pêche	3,86*** (0,62)	6,56*** (0,76)
Sentiers côtiers	5,88*** (0,78)	5,93*** (0,74)
Vente directe	3,45*** (0,71)	5,03*** (0,71)
Plage	9,33*** (1,02)	8,80*** (0,94)
Port de plaisance	4,35*** (0,67)	4,34*** (0,62)
Patrimoine architectural	5,04*** (0,61)	5,05*** (0,61)

*** désigne les variables significatives au seuil de 1%.

Les erreurs-types calculées par la méthode du Delta figurent entre parenthèses (avec un maximum de 100 itérations)

Plus que la valeur absolue des CAP, ce qui nous intéresse ici, c'est surtout l'importance relative des attributs pour les individus enquêtés. Nous aurions donc pu tout aussi bien estimer des consentements à se déplacer. Cependant, si l'on regarde la distribution des CAP pour l'attribut bateau ou encore l'attribut vente directe présentée dans le tableau 6, pour certaines catégories de la population enquêtée, ces valeurs sont très proches du prix d'entrée de 7 € par adulte des visites organisées par certains musées, pour assister à la criée à la vente aux enchères des débarquements du jour, après avoir assisté à l'arrivée des bateaux.

6. Conclusion et discussion

L'objectif de l'étude est de voir si les activités de pêche professionnelle ont un rôle significatif sur la fourniture de services non marchands, en tant qu'aménités pour les visiteurs. En d'autres termes, est-ce que ces activités de pêche contribuent à l'attractivité du littoral ? Cet article présente les résultats

d'une étude sur la demande récréative en bord de mer en utilisant une méthodologie d'expériences de choix. Nous faisons l'hypothèse que les choix individuels de se rendre sur un site récréatif sont fonction des attributs de ce site. Après avoir défini quels étaient les attributs pertinents caractérisant un site littoral, nous avons construit plusieurs occasions de choix de sites fictifs. Une large enquête a été conduite dans les départements limitrophes de la Manche et de la mer du Nord en France. Plusieurs occasions de choix de sites sur le littoral étaient présentées à chaque enquêté et chaque occasion de choix était constituée de trois options, dont une option *statu quo*. Les deux autres options étaient des sites fictifs caractérisés par la présence ou l'absence d'attributs spécifiques aux sites. A chaque occasion de choix présentée, le répondant devait donc choisir une option (« se rendre sur le site A », « se rendre sur le site B », « ne choisir aucun des sites proposés » option appelée *statu quo*). Parmi les sept attributs définis pour caractériser un site (dont la distance pour se rendre sur un site), deux attributs nous intéressaient plus particulièrement, à savoir la présence de bateaux de pêche, et la vente directe de produits débarqués par les pêcheurs locaux. Un design efficient a été utilisé pour la construction des occasions de choix. Pour l'ensemble de la zone enquêtée, un peu plus de mille questionnaires complets et exploitables ont été récoltés.

Pour l'analyse des choix, un modèle logit à paramètres aléatoires a été utilisé. L'intérêt de ce modèle est de pouvoir prendre en compte l'hétérogénéité non observée de préférences entre les individus enquêtés quant aux attributs spécifiques aux sites. Les résultats d'estimation montrent que tous les attributs retenus sont des déterminants pertinents des choix individuels de sites sur le littoral. A partir de l'estimation des paramètres du modèle, les caractéristiques des consentements à payer pour les attributs des sites ont été calculées. Le CAP d'un attribut s'interprète comme le prix implicite par individu pour profiter de la présence de l'attribut sur un site sur le littoral. Ce que l'on peut retenir, c'est que l'espérance de tous les CAP est positive. Chacun des attributs sélectionnés, lorsqu'il est présent sur un site en bord de mer contribue donc à la satisfaction du répondant. L'attribut privilégié par les individus enquêtés est la plage. Les bateaux de pêche sont le quatrième attribut le mieux valorisé, derrière le patrimoine architectural, mais avec un prix implicite très proche. L'espérance du CAP pour la vente directe est plus faible, tout en étant positive, mais elle est à peine plus élevée que celle pour un port de plaisance. Relativement à l'espérance, l'écart-type estimé du CAP pour l'attribut vente directe est le plus élevé comparé aux autres attributs. C'est pour cet attribut que les préférences sont les plus hétérogènes entre les répondants.

Les individus enquêtés apprécient de voir des bateaux de pêche lorsqu'ils se promènent sur le littoral, et également d'assister à de la vente directe (indépendamment du fait d'acheter). Le poisson fraîchement débarqué par les pêcheurs locaux et vendu directement aux consommateurs sur le port ou sur des étals ou petits marchés est une attraction pour les visiteurs. Cependant, les CAP pour ces deux

attributs d'intérêt diminuent, tout en restant positifs, lorsque les individus interrogés n'ont aucun lien avec le secteur de pêche (lien même ténu, dans un cadre familial, récréatif ou professionnel). Au vu de nos résultats économétriques, on peut cependant conclure que ces deux caractéristiques des sites sur le littoral sont des externalités positives produites par la pêche côtière.

Dans un contexte de critiques des aides directes à la pêche, des aides publiques pourraient cependant être légitimes au titre des aménités qui permettent d'attirer les visiteurs. Le problème général de la multifonctionnalité est de savoir si les aides doivent être couplées ou ciblées. Cette question dépend du degré de jointure entre les biens de base (ou les facteurs de production) et les aménités. En pêche, comme en agriculture, la jointure est plus ou moins forte selon le type de métier et d'activité. Les jointures les plus fortes sont observées dans les cas de la pêche artisanale et côtière (petite pêche) et de la vente directe. On pourrait donc envisager des aides couplées, par exemple des aides par bateau ou par pêcheur, mais seulement pour ces activités. Le problème est que ces aides couplées sont également connues pour encourager la surpêche, via la baisse du coût de l'effort de pêche. Il faut donc s'assurer que les ressources halieutiques sont gérées de manière durable, c'est-à-dire par des quotas ou d'autres formes de droits de propriété. A cet égard, les pêcheries françaises de coquilles Saint-Jacques fournissent un exemple canonique, car elles sont à la fois pourvoyeuses d'aménités et relativement bien gérées du point de vue de la ressource (Fifas *et al.*, 2003).

Références

- Adamowicz, W., Louviere, J., Williams, M. (1994). Combining stated and revealed preferences methods for valuing environmental amenities. *Journal of Environmental Economics and Management*, 26(3): 271-292.
- Agimass, F., Mekonnen, A. (2011). Low-income fishermen's willingness-to-pay for fisheries and watershed management: an application of choice experiment to lake Tana, Ethiopia. *Ecological Economics*, 71: 162-170.
- Alpizar, F., Carlsson, F., Martinsson, P. (2003) Using choice experiments for non-market valuation. *Economic Issues Journal Articles*, 8(1): 83-110.
- Bennett, J., Van Bueren, M., Whitten, S. (2004). Estimating society's willingness to pay to maintain viable rural communities. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 48(3): 487-512.
- Bennett, J., Adamowicz, A. (2001). Some fundamentals of environmental choice modeling. In J. Bennett et R. Blamey R. (dir.), *The choice modelling approach to environmental valuation*, Edward Elgar, Cheltenham, United Kingdom, 37-72.
- Bennett, J., Biro, L.E. (2010). Introduction: the roles and significance of choice experiments in developing country contexts. In *Choice experiments in developing countries: implementation, challenges and policy implications*, Edward Elgar, Cheltenham, United Kingdom, 1-16.
- Birol, E., Karousakis, K., Koundouri, P. (2006). Using a choice experiment to estimate the non-use values of wetlands: the case of cheimaditida wetland in Greece. *Ecological economics*, 60(1), 145-156.
- Boxall, P. C., Macnab, B. (2000). Exploring the preferences of wildlife recreationists for features of boreal forest management: a choice experiment approach. *Canadian Journal of Forest Resource*, 30(12): 1931-1941.
- Fifas, S., Guyader, O., Boucher, J. (2003). La pêcherie de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc : productivité et gouvernance. In Laubier, L. (dir.), *Exploitation et surexploitation des ressources marines vivantes*, Académie des Sciences, RST 17, Editions Lavoisier, Paris, 221-234.
- Freeman III, A.M. (2003). Stated Preferences Methods for Valuation. In Freeman III, A.M. (dir.), *The Measurement of Environmental and Resource Values: Theory and Methods*, Resource for the Future, Washington DC, 161-188.
- Hanley, N., Mourato, S., Wright, R.E. (2001). Choice modelling approaches: a superior alternative for environmental valuation? *Journal of Economic Surveys*, 15(3): 435-462.

- Hanley, N., Wright, R.E., Koop, G. (2002). Modelling recreational demand using choice experiments: climbing in Scotland. *Environmental and Resource Economics*, 22: 449–466.
- Hole, A.R. (2007a). A comparison of approaches to estimating confidence intervals for willingness to pay measure. *Health Economics*, 16(8): 827-840.
- Hole, A.R. (2007b). Fitting mixed logit models using maximum simulated likelihood. *The Stata Journal*, 7(3): 388-401.
- Hole, A.R. (2008). Modelling heterogeneity in patients' preferences for the attributes of a general practitioner appointment. *Journal of Health Economics*, 27(4):1078-1094.
- Hoyos, D. (2010). The state of the art of environmental valuation with discrete choice experiments. *Ecological Economics*, 69(8): 1595-1603.
- Huber, J., Zwerina, K. (1996). The importance of utility balance in efficient choice design. *Journal of Marketing Research*, 33(3): 307-317.
- Ifremer (2013). *La pêche récréative en mer en France métropolitaine : Résultats de l'enquête 2011-2013*.
- Lancaster, K.J. (1966). A new approach to consumer theory. *The Journal of Political Economy*, 74(2): 132-157.
- Leplat, M. (2009). *La congestion des sites récréatifs : modélisation économique des choix et application au littoral*, Thèse de doctorat : Sciences économiques, Université de Bretagne Occidentale, 249 p.
- Louviere, J., Hensher, D. (1982). On the design and analysis of simulated choice or allocation experiments in travel choice modeling. *Transportation Research Record*, 890: 11-17.
- Louviere, J., Woodworth, G. (1983). Design and analysis of simulated consumer choice or allocation experiments: An approach based on aggregate data. *Journal of Marketing Research*, 20(4): 350-367.
- Malorgio, G., Mulazzani, L. (2013). *Enhancing small-scale fisheries in the Mediterranean and Black Sea*. Paper presented in First regional symposium on sustainable small-scale fisheries in the Mediterranean and black sea. 27-30 November 2013, St Julian's, Malta.
- Meijer, E., Rouwendal, J. (2006). Measuring welfare effects in models with random coefficients. *Journal of Applied Econometrics*, 21(2): 227-244.
- Mogas, J., Riera, P., Bennett, J. (2005). Accounting for Afforestation Externalities: A Comparison of Contingent Valuation and Choice Modelling. *European Environment*, 15(1):.44-58.
- OECD (2001). Multifunctionality: development of an analytical framework. OECD, Paris.

- Revelt, D., Train, K. (1998). Mixed logit with repeated choices: Households' choices of appliance efficiency level. *Review of Economics and Statistics*, 80(4): 647-657.
- Rose, J. M., Bliemer, M.C. (2009). Constructing efficient stated choice experimental designs. *Transport Reviews: A Transnational Disciplinary Journal*, 29(5): 587-617.
- Rulleau, B., Dehez, J., Point, P. (2011). The tourist recreational demand for coastal forests: Do forests really matter? *Review of Agricultural and Environmental Studies*, 92(3): 291–310.
- Ryan, M., Wordsworth, S. (2000). Sensitivity of willingness to pay estimates to the level of attributes in discrete choice experiments. *Scottish Journal of Political Economy*, 47(5): 504-524.
- Street, D., Burgess, L., Louviere, J. (2005). Quick and easy choice sets: constructing optimal and nearly optimal stated choice experiments. *International Journal of Research in Marketing*, 22(4): 459-470.
- Timmins, C., Murdock, J. (2007). A revealed preference approach to the measurement of congestion in travel cost models. *Journal of Environmental Economics and Management*, 53(2): 230-249.
- Train, K. (2003). *Discrete choice methods with simulation*, Cambridge University Press, 334 p.
- Vatn, A. (2001). *Transaction costs and multifunctionality*. Paper presented in OECD Workshop on multifunctionality, 2-3 July 2001, Paris, 23 p.

Annexe 1 : construction d'un design efficient

Un design expérimental est dit efficient si celui-ci permet d'obtenir des données qui vont conduire à une estimation des paramètres du modèle minimisant leurs erreurs-types. Celles-ci peuvent être prédites en déterminant la matrice de variance-covariance asymptotique (VCA) à l'aide des paramètres estimés et du design expérimental. Or, l'estimation des paramètres du modèle est précisément l'objectif de la construction du design. Cependant, la construction du design efficient peut s'appuyer, soit sur l'information disponible dans la littérature sur la valeur de ces paramètres (appelées *priors*), soit sur une pré-enquête permettant d'obtenir l'information nécessaire sur ces paramètres.

Les différentes étapes pour construire un design efficient sont présentées ci-dessous.

Etape 1 : Ecriture du modèle

L'utilité indirecte associée à chaque alternative s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} U_A &= \beta_1 X_{1A} + \beta_2 X_{2A} + \beta_3 X_{3A} + \beta_4 X_{4A} + \beta_5 X_{5A} + \beta_6 X_{6A} + \beta_7 X_{7A} \\ U_B &= \beta_1 X_{1B} + \beta_2 X_{2B} + \beta_3 X_{3B} + \beta_4 X_{4B} + \beta_5 X_{5B} + \beta_6 X_{6B} + \beta_7 X_{7B} \\ U_C &= \beta_0 \end{aligned}$$

Où les paramètres de chaque attribut sont les mêmes quelle que soit l'alternative. Les paramètres β_i sont alors dits génériques.

Etape 2 : Conception du design orthogonal

Un design orthogonal est construit à l'aide d'un logiciel statistique (ici SAS). Il nous donne les occasions de choix à proposer dont voici un exemple :

	Alternative A	Alternative B
Attribut 1	1	0
Attribut 2	1	0
Attribut 3	0	0
Attribut 4	60	40
Attribut 5	0	0
Attribut 6	0	1
Attribut 7	1	0

Etape 3 : Ecriture du questionnaire

Le design est transformé en questionnaire. La valeur « 1 » pour l'alternative j dans le design correspond à la présence de l'attribut pour le site j dans le questionnaire tandis que « 0 » correspond à l'absence de cet attribut.

	Site A	Site B	Aucun des deux sites
Choix	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Bateaux de pêche	✓		
Sentiers côtiers	✓		
Vente directe par les pêcheurs de produits de la pêche locale			
Distance pour se rendre sur le site	60 km	40 km	
Plage			
Port de plaisance		✓	
Patrimoine architectural historique (remparts, base sous-marine, maisons anciennes, etc.)	✓		

Etape 4 : Obtention des priors

Le questionnaire construit est soumis à environ 10% de l'échantillon visé lors d'une pré-enquête (dans notre cas 100 personnes). Les données recueillies permettent une première estimation des paramètres du modèle logit, soit : $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3, \hat{\beta}_4, \hat{\beta}_5, \hat{\beta}_6$ et $\hat{\beta}_7$. Ces paramètres estimés sont les *priors* utilisés pour construire le design efficient. Le tableau suivant présente ces valeurs dans notre cas.

	Bateaux	Sentiers côtiers	Vente directe	Distance	Plage	Port de plaisance	Patrimoine architectural
<i>Priors</i>	0,4	0,9	0,7	-0,025	0,9	0,4	0,8

Etape 5 : Génération d'un design efficient

Pour un modèle multinomial logit avec des paramètres génériques, la matrice VCA des paramètres estimés peut-être calculée analytiquement, sans les données, uniquement avec les *priors* et le design expérimental (Mc Fadden, 1974). Cette matrice permet de déterminer l'efficacité du design. Plusieurs critères d'efficacité existent dans la littérature, la *D-error* (déterminant de la matrice VCA) est la plus utilisée. La procédure consiste à générer au hasard un grand nombre de designs, à calculer leur *D-error* compte tenu des hypothèses sur les paramètres estimés (*priors*) et à garder celui avec la *D-error* la plus faible. Ce design est alors dit *D-efficient*. Cette étape peut être conduite avec différents logiciels, voire avec Excel (ce que nous avons utilisé).

Annexe 2 : Estimation d'un modèle logit à paramètres aléatoires avec paramètres corrélés entre eux

Paramètres	CSA <i>Statu quo</i>	-0,648*** (0,096)
Espérance de ln(paramètre)	Bateaux de pêche	-0,556*** (0,094)
	Sentiers côtiers	-0,397*** (0,099)
	Vente directe	-0,840*** (0,161)
	Plage	0,145** (0,070)
	Port de plaisance	-1,151*** (0,242)
	Patrimoine architectural	-0,33*** (0,098)
	Distance	-3,613*** (0,059)
	L11	0,008 (0,105)
	L21	0,216* (0,111)
	L31	0,308** (0,124)
	L41	0,066 (0,074)
	L51	-0,278** (0,125)
	L61	0,101 (0,086)
	L71	-0,058 (0,070)
	L22	0,097 (0,104)
	L32	0,221 (0,141)
	L42	-0,030 (0,071)
	L52	-0,227 (0,156)
	L62	0,030 (0,114)
	L72	0,021 (0,072)
	L33	-0,207 (0,131)
	L43	0,123 (0,070)
	L53	0,584*** (0,139)
	L63	0,017 (0,105)
	L73	0,169*** (0,049)
	L44	0,069 (0,052)
	L54	-0,300*** (0,119)
	L64	0,152* (0,088)
	L74	-0,132*** (0,045)
	L55	0,434*** (0,158)
	L65	0,022 (0,083)
	L75	0,185*** (0,063)
	L66	-0,025 (0,087)
	L76	0,072 (0,040)
	L77	0,098** (0,039)
Nombre d'obs.		24120
Log Vraisemblance L		-6837,0116
Log Vraisemblance Lo (modèle avec paramètres non corrélés entre eux)		-6867,4031

***, **, * désignent les variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10 %.
Les erreurs-types estimées figurent entre parenthèses.

Les paramètres L_{ij} estimés dans la seconde partie du tableau sont les éléments de la matrice triangulaire inférieure L . La matrice de variance-covariance du logarithme naturel des paramètres est donnée par LL' .

Annexe 3 : estimation d'un modèle logit a paramètres aléatoires avec interactions entre les attributs et la variable « touriste »

Paramètres	CSA <i>Statu quo</i>	-0,475*** (0,101)
Espérance des paramètres	Bateaux de pêche	0,650*** (0,058)
	Sentiers côtiers	0,776*** (0,068)
	Vente directe	0,468*** (0,077)
	Plage	1,125*** (0,076)
	Port de plaisance	0,497*** (0,063)
	Patrimoine architectural	0,667*** (0,064)
	Distance	-0,0267*** (0,002)
	Paramètres	Bateaux de pêche X Touriste
Sentiers côtiers X Touriste		0,166 (0,096)
Vente directe X Touriste		0,101 (0,086)
Plage X Touriste		0,048 (0,089)
Port de plaisance X Touriste		-0,029 (0,079)
Patrimoine architectural X Touriste		0,139 (0,087)
Distance X Touriste		-0,001 (0,002)
Ecart-type des paramètres		Bateaux de pêche
	Sentiers côtiers	0,018 (0,089)
	Vente directe	0,219*** (0,083)
	Plage	0,035 (0,089)
	Port de plaisance	0,017 (0,120)
	Patrimoine architectural	0,010 (0,125)
	Distance	0,008*** (0,001)
	Nb. d'observations (Nb. individus X 3 options X 8 ens. de choix)	
Log Vraisemblance		-6831,11
LR(7)		122,21 (0,00)

***, **, * désignent les variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10 %.

Les erreurs-types estimées figurent entre parenthèses.

Les Working Papers SMART – LERECO sont produits par l'UMR SMART et l'UR LERECO

- **UMR SMART**

L'Unité Mixte de Recherche (UMR 1302) *Structures et Marchés Agricoles, Ressources et Territoires* comprend l'unité de recherche d'Economie et Sociologie Rurales de l'INRA de Rennes et les membres de l'UP Rennes du département d'Economie Gestion Société d'Agrocampus Ouest.

Adresse :

UMR SMART - INRA, 4 allée Bobierre, CS 61103, 35011 Rennes cedex
UMR SMART - Agrocampus, 65 rue de Saint Briec, CS 84215, 35042 Rennes cedex

- **LERECO**

Unité de Recherche *Laboratoire d'Etudes et de Recherches en Economie*

Adresse :

LERECO, INRA, Rue de la Géraudière, BP 71627 44316 Nantes Cedex 03

Site internet commun : <http://www.rennes.inra.fr/smart>

Liste complète des Working Papers SMART – LERECO :

<http://www.rennes.inra.fr/smart/Working-Papers-Smart-Lereco>

<http://ideas.repec.org/s/rae/wpaper.html>

The Working Papers SMART – LERECO are produced by UMR SMART and UR LERECO

- **UMR SMART**

The « Mixed Unit of Research » (UMR1302) *Structures and Markets in Agriculture, Resources and Territories*, is composed of the research unit of Rural Economics and Sociology of INRA Rennes and of the members of the Agrocampus Ouest's Department of Economics Management Society who are located in Rennes.

Address:

UMR SMART - INRA, 4 allée Bobierre, CS 61103, 35011 Rennes cedex, France
UMR SMART - Agrocampus, 65 rue de Saint Briec, CS 84215, 35042 Rennes cedex, France

- **LERECO**

Research Unit *Economic Studies and Research Lab*

Address:

LERECO, INRA, Rue de la Géraudière, BP 71627 44316 Nantes Cedex 03, France

Common website: http://www.rennes.inra.fr/smart_eng/

Full list of the Working Papers SMART – LERECO:

http://www.rennes.inra.fr/smart_eng/Working-Papers-Smart-Lereco

<http://ideas.repec.org/s/rae/wpaper.html>

Contact

Working Papers SMART – LERECO

INRA, UMR SMART

4 allée Adolphe Bobierre, CS 61103

35011 Rennes cedex, France

Email : smart_lereco_wp@rennes.inra.fr

2015

Working Papers SMART – LERECO

UMR INRA-Agrocampus Ouest **SMART** (Structures et Marchés Agricoles, Ressources et Territoires)

UR INRA **LERECO** (Laboratoire d'Etudes et de Recherches en Economie)

Rennes, France
