

Approche multidimensionnelle de la valeur économique des loisirs de nature

Bénédicte Rulleau*/, Jeffrey Dehez* et Patrick Point****

Si la qualité est un élément central de l'expérience récréative et donc de la demande de loisirs, les méthodes traditionnelles d'évaluation économique ont encore du mal à intégrer l'aspect multidimensionnel. La méthode des choix multi-attributs (*Choice Experiment*), perçue comme une alternative, comporte également certaines limites. Nous examinons donc une nouvelle approche dite méthode multi-programmes (MP).

Basée sur les travaux de Lancaster (1966) et de Hoehn (1991) et sur un protocole développé par Santos (1998) et Point *et al.* (2007), la MP est consacrée au calcul des consentements à payer (CAP) des agents pour les différents attributs (appelés « programmes ») d'une politique environnementale, mais aussi à l'étude des éventuelles relations entre ces derniers. En d'autres termes, elle considère le fait qu'un biais d'inclusion est susceptible de se manifester. La MP ne mobilise donc pas, pour calculer la valeur de la politique environnementale, la procédure de « valorisation indépendante et sommation » (*Independent Valuation and Summation*) (Hoehn, 1991), mais tient également compte des changements liés à la mise en œuvre de la politique dans son ensemble (Hoehn et Loomis, 1993).

Nous proposons l'application de la MP au littoral girondin, où les activités récréatives s'exercent simultanément dans l'océan, sur le sable et en forêt. Un programme est lié à chaque espace. Pour modéliser les réponses dichotomiques, nous utilisons l'approche de Cameron et James (1987a) qui considère qu'un enquêté va refuser de payer pour une politique si son CAP pour cette dernière est supérieur au coût auquel elle a été proposée. Les résultats montrent que, isolé, seul le programme relatif à la forêt n'est pas valorisé. Par ailleurs, contrairement aux postulats de Hoehn (1991) et de Santos (1998), les programmes sont majoritairement indépendants en évaluation. Les proposer conjointement n'engendre pas de gain supplémentaire de bien-être.

* Cemagref, Unité ADER, 50 avenue de Verdun, Gazinet, 33612 Cestas cedex

** GREThA, UMR CNRS 5113, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Avenue Léon Duguit, 33608 Pessac

Cette étude a été réalisée dans le cadre du projet « Services récréatifs et multifonctionnalité des forêts en Aquitaine » financé par la Région Aquitaine. Les auteurs tiennent à remercier Sandrine Lyser, assistant ingénieur au Cemagref de Bordeaux, pour son aide sur le terrain et dans les traitements. Mbolatiana Rambonilaza, chargée de recherche au Cemagref de Bordeaux, est également vivement remerciée pour ses commentaires et sa disponibilité. Enfin, nous remercions les trois relecteurs anonymes qui, par leurs remarques et suggestions, ont contribué à l'amélioration de ce travail.

L'évaluation économique des biens et services non marchands fournis par le patrimoine naturel est un des outils d'aide à la décision à la disposition de l'économiste. Depuis de nombreuses années, cette thématique fait l'objet d'une recherche active en économie de l'environnement (Desaigues et Point, 1993). De multiples défis, tant théoriques qu'empiriques, se présentent encore au chercheur. En particulier, la question de la mesure de la qualité des dits biens et services se pose. En ce qui concerne les services récréatifs, la satisfaction des individus ne dépend pas uniquement de leur possibilité d'accéder à un site ou du nombre de visites qu'ils y effectuent chaque semaine ou mois, mais également des conditions d'accueil. Les paramètres à prendre en compte sont alors multiples (paysage, équipements, propreté, milieu naturel, congestion, etc.). Les différentes méthodes d'évaluation économique se sont saisies du problème avec plus ou moins de succès.

Évaluation économique, qualité et services récréatifs

Ces méthodes peuvent être classées en deux catégories. Elles sont dites de « *révélation des préférences* » lorsqu'elles consistent à observer le comportement des consommateurs sur le marché existant d'un bien a lié au bien (1) environnemental A dont on souhaite connaître la valeur (Desaigues et Point, 1993). Le principe de complémentarité faible de Mäler (1974) permet alors d'inférer le consentement à payer (CAP) des agents pour A , c'est-à-dire le montant qui, suite à l'augmentation de la fourniture d'un attribut, doit être retiré à leur revenu afin de conserver leur niveau d'utilité constant (Santos, 1998).

La plus fréquemment employée, la *méthode des coûts de déplacement* (MCD), a connu une amélioration importante avec l'introduction des caractéristiques des sites (Morey, 1981). Toutefois, applicable uniquement dans un nombre restreint de situations (Bennett et Blamey, 2001), elle ne s'est pas révélée capable de satisfaire tous les enjeux de l'évaluation environnementale. En effet, des valeurs obtenues dans le passé n'ont plus d'intérêt aujourd'hui si l'état de l'environnement sur le site s'est modifié (Bennett et Blamey, 2001). Par ailleurs, elle n'est utilisable que lorsque le comportement du consommateur est directement affecté par un bien marchand ayant une relation de complémentarité quantifiable avec un bien non marchand (Kolstad, 2000)

puisque, sous le principe de complémentarité faible, toute la valorisation d'une augmentation de la qualité de l'environnement se reflète dans la fonction de demande compensée pour le bien marchand (Freeman, 2003). La MCD suppose également que le visiteur dispose de toute l'information sur le site avant d'effectuer son voyage. Dans le cas contraire, les bénéfices retirés pourraient être inférieurs aux bénéfices attendus et au coût de déplacement (Faucheux et Noël, 1995). Pourtant, certains critères tels que la congestion ne sont pas connus par l'agent lorsqu'il décide de participer ou non (Phaneuf et Smith, 2004). Que faut-il faire également lorsqu'aucune information ne permet d'étudier les modalités souhaitées d'une politique environnementale (Faucheux et Noël, 1995) ? Enfin et surtout, même si elle fournit une bonne estimation de la valeur d'usage des biens, la MCD ne permet pas d'évaluer leur valeur de non-usage (Hanley *et al.*, 2003 ; Parsons, 2003), le CAP pour le bien non marchand étant nul lorsque l'agent ne désire pas acquérir le bien marchand (Freeman, 2003).

Les méthodes dites d'« *analyse des préférences déclarées* » sont alors une alternative. Elles consistent en la création d'un marché hypothétique pour A (Desaigues et Point, 1993). La *méthode d'évaluation contingente* a connu un essor très important depuis le début des années 1990, tant sur le plan théorique qu'empirique (Adamowicz W.L., 2004), grâce à la fois à sa relative simplicité et à son large éventail d'applications (Hanley *et al.*, 2003). Toutefois, elle n'est pas non plus adaptée à l'étude de changements multidimensionnels (Hanley *et al.*, 2001).

Les chercheurs ont alors développé l'*analyse conjointe* (Hanley *et al.*, 2003). Basée sur l'approche multi-attributs de Lancaster (cf. encadré 1), cette famille de méthodes permet d'étudier le comportement des agents en réponse à des modifications des niveaux d'attributs des biens environnementaux (Adamowicz *et al.*, 1998). Issues de la recherche en marketing, elles n'ont toutefois pas vocation à être directement ancrées dans la théorie économique (Adamowicz *et al.*, 1998). Certains développements tels que la notation ou le classement contingent souffrent, de plus, d'obstacles théoriques et pratiques importants (Morrison *et al.*, 1996).

L'analyse conjointe a donc rapidement évolué vers la *méthode des choix multi-attributs* (2)

1. Nous parlerons désormais uniquement de biens même s'il peut s'agir également de services.

(MCMA) (Bennett et Blamey, 2001), variante multi-attributs de l'Évaluation Contingente (Willis *et al.*, 2000). Appliquée initialement au marketing et au transport (Bennett et Blamey, 2001), cette méthode s'est depuis diffusée en économie de l'environnement (Hanley *et al.*, 2001). Elle vise principalement à déterminer les arbitrages entre les attributs, et la conception des questions d'évaluation ne prend donc pas toujours en compte les possibles interactions entre les différentes composantes du bien. La MCMA part alors de l'hypothèse que les caractéristiques d'un bien sont indépendantes en évaluation et utilise la procédure d'IVS (cf. encadré 1). Mais, le nombre d'attributs considérés doit être restreint (Bennett et Blamey, 2001) ce qui ne permet pas toujours de refléter la complexité des situations. Surtout, d'après Hoehn (1991), l'IVS surestime la valeur d'un bien dont les attributs sont en réalité substitués en évaluation.

Supposons ainsi que la qualité de l'environnement soit fonction de différents programmes a_g (où $g = 1$ à G) d'une politique de sorte que chacun de ces programmes peut être vu comme un attribut de cette dernière. Supposons également qu'un premier programme a_g soit inclus dans la politique. Alors Hoehn et Loomis (1993) (cf. encadré 2) ont montré que la mise en place d'un second programme a_h avait deux effets :

- un « *effet de productivité croisée* » qui sera non nul si la mise en œuvre du second programme affecte la productivité environnementale du premier ;
- un « *effet consommation* » dont le signe dépend des relations entre les biens environnementaux produits par a_g et a_h et qui, pour le consommateur, peuvent être complémentaires, substitués ou indépendants.

Si la somme de ces deux effets (appelée « *effet de substitution* ») est strictement positive, les programmes sont dits *complémentaires* en évaluation, c'est-à-dire que l'évaluation marginale de l'un augmente avec le niveau de l'autre. Si elle est strictement négative ils sont dits *substitués* en évaluation (Hoehn, 1991). Enfin, si l'effet de substitution est nul, ils sont *indépendants* en évaluation. Des programmes complémentaires en utilité sont complémentaires en évaluation. Dans ce cas, la somme des utilités procurées par plusieurs politiques composées chacune d'un programme est inférieure à l'utilité procurée par une politique composée de plusieurs programmes. À l'opposé, des programmes substitués ou indépendants en utilité sont toujours substitués en évaluation (Santos, 1998). L'existence de cette différence connue sous le nom d'« *effet d'inclusion* » (3) (Kahneman et Knetsch, 1992) a été montrée empiriquement par Hoehn (1991). Aussi, pour évaluer les effets d'un programme, le chercheur ne doit pas tenir compte uniquement des changements générés par ce dernier, mais aussi de ceux liés à la mise en œuvre de la politique dans son ensemble (Hoehn et Loomis, 1993).

Dans le prolongement de ces travaux, une extension de la méthode d'évaluation contingente, basée sur une succession de choix dichotomiques avec changements de scénarios, a été proposée. Alors que la MCMA suppose généralement que les attributs sont indépendants en évaluation, cette méthode, parfois qualifiée de *méthode*

2. Cette traduction du terme *Choice Experiment* a été proposée par Dachary-Bernard (2005).
 3. Le terme « *effet d'inclusion* » est souvent utilisé de façon interchangeable pour désigner un effet d'envergure (*scope*), un effet lié à l'ajout d'attribut, un effet de composition. C'est cette dernière acception qu'il faut retenir ici.

Encadré 1

L'APPROCHE MULTI-ATTRIBUTS DE LANCASTER

Lancaster (1966) a introduit une importante modification à la théorie du consommateur en supposant que l'utilité procurée par la consommation d'un bien provenait en réalité de la consommation de ses « *attributs* ». Les n caractéristiques a_n d'un même bien A étant identiques et fournies en quantité égale à tous les consommateurs, leurs préférences (en termes d'attributs) sont reflétées par leurs choix. La fonction d'utilité indirecte de i (notée U_{iA}) s'écrit alors comme la somme des niveaux d'utilité procurés par la consommation respective des a_n :

$$U_{iA} = \beta_{i1}U_{a_1} + \beta_{i2}U_{a_2} + \beta_{i3}U_{a_3} + \dots + \beta_{in}U_{a_n}$$

En évaluation économique, l'approche multi-attributs consiste, pour évaluer A , à estimer indépendamment chacun des a_n , les autres attributs étant supposés constants à leur niveau initial (ou actuel). Ces différentes valeurs sont ensuite sommées afin d'obtenir celle de A . Cette procédure s'appelle la « *valorisation indépendante et sommation* » (*Independent Valuation and Summation - IVS*) (Hoehn, 1991).

multi-programmes (MP) (4), laisse la possibilité qu'ils soient complémentaires ou substituts. Les deux méthodes n'ont par ailleurs pas les mêmes objectifs (Rambonilaza *et al.*, 2007). La MP est mobilisée pour, d'une part, estimer le CAP des enquêtés et, d'autre part étudier les relations entre les différents composants d'une politique environnementale (Rambonilaza, 2004) (voir par exemple Point *et al.* (2007), Hoehn (1991), Hoehn et Loomis (1993) ou Santos (1998)).

Dans cet article, nous présentons une application de la MP au cas particulier des loisirs de nature. Nous nous inscrivons dans le cadre théorique développée par Cameron et James (1987a). La première partie est consacrée au contexte de notre étude et aux enjeux méthodologiques.

Les loisirs de nature sur le littoral Girondin

Le littoral girondin s'étire sur 126 kilomètres. Conformément aux prescriptions de l'ancienne Mission interministérielle d'aménagement de la côte aquitaine, 20 % seulement du linéaire est urbanisé, justifiant une faible densité de population (5). Dès lors, la zone apparaît particulièrement propice aux loisirs de nature (Dehez, 2003). Les visiteurs ont tout d'abord la

possibilité d'accéder aux forêts domaniales. En effet, si plus de 91 % des forêts girondines sont privées (données de l'Office national des forêts – ONF), la bande littorale appartient dans sa grande majorité à l'État. La dimension récréative y est très importante, comme en témoignent l'aménagement des parkings et des pistes cyclables, le dispositif de sécurité ou encore le traitement des coupes paysagères (Métayer, 1999). Logiquement, l'ONF est maître d'ouvrage de la quasi-totalité des opérations. Les plages de sable sont situées immédiatement en retrait de la forêt et sont utilisées principalement sous la responsabilité des communes. Ces dernières sont notamment en charge du nettoyage et de la surveillance de la baignade. Le financement est plus complexe (Dehez, 2003) : le Conseil Général de la Gironde et plus ponctuellement le Conseil Régional d'Aquitaine, apportent également une aide financière. La qualité de l'eau, tout comme son suivi, dépendent pour leur part d'un ensemble de mesures prises, pour la plupart, hors site (Ifremer, 2004).

4. À notre connaissance, cette appellation a été utilisée pour la première fois par Hailu *et al.* dans un article présenté au colloque annuel de l'American Agricultural Economics Association en 1997 puis publié dans la revue *Environmental and Resource Economics* (Hailu *et al.*, 2000).

5. 51 habitants/km² contre 272 en moyenne pour les communes littorales françaises (Datar, 2004).

Encadré 2

ANALYSE DES RELATIONS ENTRE LES DIFFÉRENTS ATTRIBUTS D'UN BIEN

Soient $U(z, q, y)$ et $e(z, q, U)$ respectivement les fonctions d'utilité indirecte et de dépenses d'un ménage avec y ses revenus, z un panier de biens marchands et q un ensemble de biens environnementaux (Hoehn, 1991 ; Hoehn et Loomis, 1993). Ces derniers sont supposés être produits par les différents programmes a_g (où $g = 1$ à G) d'une politique environnementale A de sorte que $q = q(A)$. Toute politique s peut alors être représentée par un vecteur de g programmes (a_1, \dots, a_g) dans lequel chaque a_g sera égal à a_g^1 si le programme en question est inclus dans A ; a_g^0 sinon (Santos, 1998).

La variation compensatrice de bien-être s due à la mise en place du programme a_g telle que la situation initiale (ou actuelle) $a^0 = (a_1^0, \dots, a_G^0)$ devienne

$a^1 = (a_1^0, \dots, a_{g-1}^0, a_g^1, a_{g+1}^0, \dots, a_G^0)$ est :

$$s(a^1, a^0, y) = y - e(a^1, U^0) = e(a^0, U^0) - e(a^1, U^0)$$

Ainsi, l'effet de variation de a_g sur s est :

$$\frac{ds}{da_g} = - \left(\frac{de}{dq} \right)' \left(\frac{dq}{da_g} \right)$$

Si la mise en œuvre d'un second programme a_h conduit de a^1 à $a^2 = (a_1^0, \dots, a_{g-1}^0, a_g^1, a_{g+1}^0, \dots, a_{h-1}^0, a_h^1, a_{h+1}^0, \dots, a_G^0)$

, alors, l'« effet de substitution » reflétant l'impact de a_h sur la valorisation marginale de a_g est :

$$\frac{\partial^2 s}{\partial a_g \partial a_h} = \underbrace{\left(-\frac{\partial e}{\partial q} \right)' \left(\frac{\partial^2 q}{\partial a_h \partial a_g} \right)}_{[a]} + \underbrace{\left(\frac{\partial q}{\partial a_h} \right)' \left(-\frac{\partial^2 e}{\partial q \partial q'} \right) \left(\frac{\partial q}{\partial a_g} \right)}_{[b]}$$

avec $[a]$ l'« effet de productivité croisée » et $[b]$ l'« effet consommation ».

Les moyens alloués à l'offre de services récréatifs sur ces espaces naturels sont conséquents (Dehez, 2003). Si la politique du littoral tente d'avoir une vision globale et organisée (Mission Littoral Aquitaine, 2002), il n'en demeure pas moins que de multiples acteurs (publics pour l'essentiel) sont concernés et qu'une telle diversité de responsabilités complique les tentatives d'évaluation globale, des coûts comme des bénéfiques (Dehez, 2003). Dans ce cadre, on pourrait s'attendre à ce que les gestionnaires s'interrogent sur l'efficacité et la contribution de leurs actions respectives. D'autant que, dans la pratique, les individus ont la possibilité « d'arbitrer » entre les espaces, ne serait-ce qu'en répartissant leur temps de visite entre l'océan (l'eau), le sable (la plage) et la forêt. Une meilleure connaissance des préférences des visiteurs pourrait ainsi aider à définir des priorités de gestion. Mais, ce découpage a-t-il un sens du point de vue de la demande ?

Décomposer les services récréatifs en attributs

Pour les sites aménagés en milieu naturel, l'usage récréatif s'exerce sur les trois espaces que sont l'océan, le sable et la forêt. Par conséquent, nous avons placé au cœur de l'évaluation les relations entre ces trois milieux et défini un programme pour chacun. Une pré-enquête conduite en avril 2006 auprès de 93 visiteurs et des entretiens avec les agents ONF ont aidé à les décrire de manière explicite pour les enquêtés. Ces programmes prennent la valeur « 1 » lorsqu'ils sont inclus dans la politique de gestion du site, c'est-à-dire lorsque la qualité récréative est maintenue sur l'espace en question, et « 0 »

sinon (cf. tableau 1). La situation de référence correspond à ce qui se produira dans un avenir proche si aucune action n'est maintenue (Santos, 1998). Elle représente donc une situation de dégradation de la qualité de l'accueil du public sur l'ensemble du site, par rapport à la situation actuelle, et nous chercherons à évaluer le CAP des visiteurs pour la variation de la qualité entre ces deux états.

Lors de l'enquête, chacune des questions d'évaluation oppose alors une politique à cette situation de référence. Les enquêtés sont donc confrontés à sept choix dichotomiques indépendants (Santos, 1998). Afin d'éviter les biais de rang (Randall et Hoehn, 1996), de fatigue et d'apprentissage, trois ordres de présentation de ces politiques ont été générés aléatoirement, selon une procédure non ordonnée et non séquentielle. Suite aux résultats de Point *et al.* (2007), les politiques composées de deux programmes ont été proposées en premier.

Par ailleurs, en accord avec les préconisations de Hanemann et Kanninen (1999), cinq niveaux d'enchères ont été définis puis affectés de manière aléatoire aux enquêtés. Le prix de chaque politique est exprimé comme une distance supplémentaire à parcourir pour continuer à bénéficier de sa mise en œuvre en se rendant sur un autre site. Comme Santos (1998) et Hoehn et Loomis (1993), pour chaque niveau d'enchères, le prix des politiques composées d'un même nombre de programmes est identique. La situation de référence qui est supposée s'appliquer sur le lieu d'enquête est quant à elle toujours proposée à un coût nul. Si la distance est utilisée ici, à notre connaissance, pour la première fois en MP, ce véhicule de paiement a déjà été

Tableau 1
Composition et pourcentage d'acceptation des politiques

Politiques	Espaces			Pourcentage d'acceptation (en %)
	Océan	Sable	Forêt	
A	1	1	1	61,9
B	0	1	1	60,4
C	1	0	1	61,6
D	1	1	0	65,7
E	0	0	1	36,9
F	1	0	0	55,6
G	0	1	0	48,1
Référence	0	0	0	

Lecture : La politique A, politique complète, est composée des programmes « Océan », « Sable » et « Forêt ». Tous montants confondus, 61,9 % des personnes interrogées ont accepté de payer pour sa mise en œuvre.

Champ : visiteurs des sites aménagés en milieu naturel du littoral girondin.

Source : enquête réalisée dans le cadre de la thèse de Rulleau (2008), calculs des auteurs.

testé en évaluation économique multi-attribut de services récréatifs (voir par exemple Boxall et Macnab (2000) ou Hanley *et al.* (2002)) (6).

Finalement, le questionnaire, outre les questions d'évaluation et de suivi (6), a recueilli des informations sur les habitudes de fréquentation, les pratiques sur le site, les loisirs en général, le sentiment face au problème d'accueil ainsi que les traditionnelles données socio-économiques.

Distinguer les « vrais » et les « faux » refus

La population-mère a été définie comme l'ensemble des visiteurs (touristes et résidents) des plages aménagées en milieu naturel de Gironde. Choisir la distance comme « proxy » du prix nous a permis de présenter le même questionnaire aux deux catégories d'usagers. Des enquêtes conduites sur trois sites en juillet et août 2006, selon un échantillonnage de type aléatoire, ont permis l'acquisition de 389 questionnaires. 385 se sont révélés utilisables. Ces réponses, multipliées par le nombre de choix (sept dans notre cas), autorisent ainsi des traitements économétriques raisonnablement fiables (2 695 observations).

Les premiers traitements statistiques révèlent une augmentation du nombre de refus à la première question d'évaluation avec le niveau d'enchères, ce qui autorise à penser que la construction de ces dernières s'est révélée pertinente. Les raisons de ces refus sont identifiées, le cas échéant, par la première question de suivi. Ce type de réponses peut en effet être dû au fait que (Santos, 1998) :

- le CAP de l'enquêté pour cette politique est inférieur au prix auquel elle lui a été proposée. Il s'agit alors d'un refus économique illustré dans notre questionnaire par les modalités « Je ne peux pas me permettre de faire tous ces kilomètres en plus pour des raisons financières / car cela me demanderait trop de temps » et « Je préfère les éléments de la situation de référence », sélectionnées par 79 enquêtés ;

- l'enquêté conteste le principe de l'évaluation. 120 enquêtés ont ainsi choisi les modalités « J'ai l'habitude de venir ici et ne vois pas de raison de changer » et « Si ce scénario était mis en place, je ne viendrais plus / j'irai en vacances ailleurs » ;

- l'enquêté doute de la crédibilité des scénarios. Seules 11 personnes ont ainsi affirmé qu'elles

« ne pensaient pas que cette politique serait effectivement mise en place ».

Les deux derniers types, appelés « vrais refus », représentent 59,3 % des réponses négatives. Mais ce constat cache des disparités puisque leur part dans les refus totaux diminue avec le niveau d'enchères.

Au final, le pourcentage d'acceptation des scénarios proposés à ceux qui ont accepté la première politique ou ont justifié leur refus par une motivation économique (appelés « faux refus ») varie selon les politiques donc selon les programmes qu'elles contiennent (cf. tableau 1). Comme on pouvait s'y attendre, les politiques maintenant la qualité du service récréatif sur un seul espace, sont moins souvent acceptées. En outre, la politique Océan-Sable, a recueilli plus d'adhésion que la politique complète.

Traitements économétriques des réponses aux questions d'évaluation

Chaque enquêté i s'est vu offrir le choix entre une politique A supposée lui procurer un niveau d'utilité U_{iA} (où, sept choix étant proposés, $A = 1$ à 7), et la situation de référence dont le niveau d'utilité associé est noté U_{i0} . Cette fonction d'utilité indirecte U_{ih} dépend des caractéristiques du scénario choisi h (avec $h = 0$ ou A) et des caractéristiques socio-économiques x_i (dont le revenu y_i) de l'enquêté.

Modéliser les choix dichotomiques par l'approche de Cameron et James

Dans une enquête par choix dichotomique, la réponse de l'enquêté ne donne pas directement la valeur de son CAP pour une politique A (C_{iA}) mais indique s'il est supérieur ou non au prix auquel cette dernière lui a été proposée (B_{iA}) (Cameron, 1988). En d'autres termes, on observe une variable binaire I_{iA} telle que :

$$I_{iA} = 1 \text{ (réponse « oui ») si } C_{iA} \geq B_{iA}$$

$$I_{iA} = 0 \text{ (réponse « non ») si } C_{iA} < B_{iA}$$

6. Ces questions de suivi font suite à la séquence d'évaluation. Elles sont essentielles pour comprendre les motivations des réponses, particulièrement en cas de protestation ou de refus de paiement, et examiner la crédibilité du scénario (Bateman *et al.*, 2002).

La probabilité d'accepter (de refuser) une offre est ainsi égale à la probabilité que C_{iA} soit supérieur (inférieur) à B_{iA} (Freeman, 2003).

L'analyse économétrique vise à estimer la probabilité Pr_{iA} que la variable I_{iA} soit égale à « 1 ». Dans la mesure où les choix sont dichotomiques, où les enquêtés se sont vus affecter des niveaux d'enchères différents et connus et où l'on dispose d'informations sur les caractéristiques personnelles des individus, deux modélisations ont été proposées dans la littérature. La première est due à Hanemann (1984) et la seconde à Cameron et James (1987a) (cf. encadré 3 pour une présentation synthétique). Nous avons choisi de mobiliser cette dernière (cf. encadré 4). La modélisation inclut donc la distance (variable quantitative), les variables dichotomiques liées à la présence/absence du programme dans la politique présentée et les caractéristiques socio-économiques des enquêtés. Aussi, les attributs sont introduits directement dans la régression (7). Chaque enquêté ayant réalisé sept choix, la base de données comporte sept lignes par individu, puisque acceptations comme refus fournissent une information. L'analyse économétrique se basant sur l'échantillon censuré des faux refus (8), elle inclut finalement 1 848 observations valides, ce qui correspond aux réponses de 294 individus (9).

L'influence du niveau de vie et d'une préférence marquée pour un espace

Pour qu'un modèle *Probit* soit de bonne qualité, le pourcentage de prédictions correctes doit être supérieur à 73,5 % (Cameron, 1988). La valeur présentée ici (cf. tableau 2) est néanmoins acceptable en pratique dans la mesure où l'échantillon est généralement distribué de manière inégale entre les acceptations et les refus dans un grand nombre d'études basées sur des choix binaires (Donkers et Melenberg, 2002). Le test de Wald prouve par ailleurs que l'hypothèse de nullité jointe des estimateurs est rejetée. La pertinence du modèle peut enfin être appréciée selon le Pseudo- R^2 de McFadden. Il doit être compris entre 0,2 et 0,4 (Hensher et Johnson, 1981), mais, comme tout R^2 , sa valeur dépend du nombre de variables introduites dans le modèle.

Le paiement n'apparaît pas directement dans le tableau 2. Mais le paramètre de dispersion σ^2 correspond à $(-1/\varphi)$ avec φ égal au coefficient de la distance. Ce paramètre est positif, conformément à la théorie. Trois montants ayant été proposés aux enquêtés pour chaque niveau

d'enchères, selon le nombre de programmes introduit dans la politique, le protocole pourrait laisser penser que les seconds influencent plus les réponses que les premiers (possible biais d'ancrage). L'introduction des variables dichotomiques associées aux montants dans une régression additionnelle prouve que ce n'est pas le cas puisque les coefficients de ces dernières ne sont pas significatifs (10).

Les coefficients des trois programmes sont significatifs et positifs. La procédure de Cameron consistant en un paramétrage du modèle *Logit/Probit* conventionnel, les liens ainsi développés avec les méthodes des moindres carrés ordinaires (Cameron et James, 1987a) et généralisés (Cameron, 1991) permettent une interprétation facile de ces estimateurs (Cameron et James, 1987b) (11). Ils correspondent en effet aux dérivés de la fonction de demande inverse (Cameron, 1988) et représentent ainsi la variation de CAP due à des modifications infinitésimales de chaque variable explicative (Hoehn, 1991), *i.e.* la dérivée partielle de la fonction d'évaluation par rapport aux scénarios (Santos, 1998). Les coefficients de l'océan, du sable et de la forêt étant significativement positifs, les trois programmes ont un impact positif sur le CAP. Comme nous pouvions nous y attendre, les attributs sont en conséquence des biens et non des « maux » économiques (Santos, 1998) (12).

Nous supposons en outre que le fait d'avoir déclaré qu'il avait privilégié un espace peut avoir un impact sur la probabilité d'acceptation d'un individu. Ainsi, trois variables « “[Programme] ” premier » ont été générées.

7. En ce sens, la procédure adoptée est semblable à celle de la MCMA, méthode dans laquelle les niveaux des attributs (il y en aurait en MP uniquement deux) sont introduits dans la régression, la modalité de référence restant dans tous les cas le statu quo. Au contraire, dans l'approche de Hanemann, les caractéristiques du service récréatif sont représentées par les (sept) variables dichotomiques liées aux politiques présentées aux enquêtés.

8. Différents tests ont révélé qu'il n'existait pas de différence notable entre la population totale et les faux refus.

9. Six personnes n'ont pas souhaité nous renseigner sur leurs revenus. Ces observations ne sont en conséquence pas prises en compte.

10. Afin de tester de manière plus globale la pertinence de notre protocole d'enquête, nous avons conduit un test similaire concernant le biais d'enquêteur et rejetons également cette hypothèse. 11. La dérivée de la valeur totale du bien par rapport à chacune des variables explicatives peut donc être calculée (Cameron, 1991 ; Cameron et James, 1987a). Cette approche fournit ainsi la variation dans la valeur totale due à des modifications dans la fourniture de chacune des variables explicatives (Cameron et James, 1987b).

12. On pourrait donc penser que l'ajout d'un nouveau programme dans une politique augmente la valeur de cette dernière. En effet, la procédure de Cameron ayant été appliquée, la variable estimée est le CAP et non pas la probabilité de répondre « oui ». Mais, d'après Santos (1998), un tel résultat ne prouve pas que les enquêtés soient sensibles à l'échelle de l'évaluation.

Elles prennent la valeur « 1 » si la qualité du service récréatif est maintenue sur l'espace préféré dans la politique proposée ; « 0 » sinon. Ainsi « *Forêt* premier » est égale à « 1 » si la qualité de l'accueil du public est maintenue en forêt et si l'enquêté déclare avoir fait ses choix principalement en fonction de cet espace. Les coefficients de ces trois variables sont significativement positifs. Le CAP pour chaque espace se compose en conséquence de deux éléments (Santos, 1998) :

- une valeur moyenne, correspondant au coefficient de la politique ;

- la prime que les enquêtés, ayant fait des choix selon cet espace, sont disposés à payer en sus pour sa conservation et représentée par le coefficient de « *[Programme] premier* ».

Un test de Wald permet d'analyser statistiquement les différences de valorisation entre les politiques. La statistique de ce test (cf. tableau 3)

Encadré 3

MODÉLISATION DES CHOIX DICHOTOMIQUES EN ÉVALUATION CONTINGENTE : LES MODÈLES DE HANEMANN ET DE CAMERON ET JAMES

La modélisation des choix dichotomiques en évaluation contingente fait l'objet d'un large débat dans la littérature économique (Hanemann et Kanninen, 1999 ; McConnell, 1990 ; Whitehead, 2001). Deux approches principales ont été proposées : celle de Hanemann (MH) (1984) qui suppose que les enquêtés acceptent de payer pour une politique A si l'utilité qu'elle leur procure est supérieure à leur utilité dans la situation de référence et celle de Cameron et James (CJ) (1987a) postulant que leur réponse sera négative si leur CAP pour A est supérieur au coût auquel elle a été proposée. À l'heure actuelle, la question de la préférence pour une méthode est loin d'être tranchée.

D'un point de vue théorique, la principale différence entre l'approche de MH et celle de CJ réside donc dans le type de fonction de réponse qu'elles supposent (McConnell, 1990), c'est-à-dire dans l'interprétation de la réponse donnée par les enquêtés (oui/non). Si la première définit la forme de la fonction d'utilité afin d'obtenir la fonction de demande, la seconde part directement de la fonction d'évaluation (cf. encadré 4). Selon Cameron (1988), les coefficients proposés par CJ ont une signification sur le plan économique alors que la spécification de MH permettrait uniquement des interprétations « qualitatives » de l'effet d'un paramètre sur la probabilité de choix. Ce dernier point a été nuancé par Whitehead (2001). Les différences de fonction de réponse ont en outre des conséquences sur l'intégration du terme d'erreur puisque ce dernier apparaît dans la fonction d'utilité chez MH alors qu'il intervient dans la fonction d'évaluation chez CJ (Hanemann et Kanninen, 1999). Pourtant, sous certaines conditions de distribution des choix (en l'absence de termes d'erreur (McConnell, 1990) par exemple), les deux modélisations conduisent à estimer la même fonction (Hanemann et Kanninen, 1999). Privilégier l'une plutôt que l'autre relèverait alors d'une simple « *question de style* » (McConnell, 1990). Dans la pratique, les comparaisons empiriques arrivent pourtant à des résultats contradictoires puisque Whitehead (2001) a démontré que les estimations de CAP issues des deux modélisations diffèrent alors que Rambonilaza et al. (2007) arrivent à la conclusion inverse.

Reste que l'approche de MH, plus facile à mettre en œuvre (Whitehead, 2001), est la seule applicable dans des évaluations opposant plus de deux niveaux de qualité environnementale (Hanemann, 1984), comme c'est le cas avec la MCMA notamment. Sur le plan économétrique, la procédure de CJ n'est utilisable que dans le cadre de régressions binomiales alors que MH autorise l'utilisation de spécifications modélisant de manière plus réaliste le comportement des consommateurs tels que les modèles *Probit* bivariés ou les modèles *Probit* à effets individuels aléatoires. Surtout, la comparaison des niveaux d'utilité initial et final permet d'inférer le CAP pour la situation de référence et l'approche de MH est, en ce sens, mieux adaptée au format de réponse dichotomique. Enfin, cette méthode est la seule à garantir des estimations non biaisées lorsque des procédures de génération de données manquantes (non-réponse à la question sur les revenus par exemple) sont utilisées (Whitehead, 2001).

Dans une perspective multi-attributs, seule l'approche de CJ offre un cadre d'analyse clair des interactions entre programmes : celui développé par Hoehn (1991) et Hoehn et Loomis (1993). Selon Santos (1998) en effet, l'identification des effets croisés en termes de variations marginales des CAP à partir des fonctions d'utilité est nettement moins évidente (voire impossible à réaliser). La modélisation proposée par CJ permet en outre d'inclure l'ensemble des paramètres à estimer (Santos, 1998), prix, attributs (Cameron et James, 1987b) et des caractéristiques socio-économiques des agents (Whitehead, 2001). Incluant ainsi plus de variables explicatrices que les méthodes précédentes telles que celles proposées par Bishop et Heberlein (1979) ou Sellar et al. (1985) (Cameron, 1988), elle ne surestime pas l'importance d'un seul facteur (Cameron et James, 1987a) (avec les risques que ce paramètre ait été mal choisi) et se révèle compatible avec la théorie de l'utilité (McConnell, 1990). Par ailleurs, l'inclusion des caractéristiques personnelles rend ce modèle plus adapté aux éventuels transferts de bénéfices (Whitehead, 2001).

Encadré 4

L'APPROCHE PAR LA FONCTION D'ÉVALUATION DE CAMERON ET JAMES

Cameron et James (1987a) considèrent que la réponse apportée par l'enquête au choix dichotomique auquel il est confronté et notée I_{iA} sera égale à « 1 » (c'est-à-dire « oui » ou, en d'autres termes, que la personne interrogée acceptera de payer le montant auquel une politique lui est proposée) si :

$$C_{iA} > e(0, U_{i0}) - e(A, U_{iA}) + \eta_{iA} - \eta_0$$

avec C_{iA} le CAP de l'individu pour la politique A, $e(.)$ sa fonction de dépense, U_{ih} son niveau d'utilité dans la situation h (avec $h = 0$ ou A) et η_{ih} les termes d'erreurs moyens. Les auteurs définissent ainsi ce qu'ils appellent une « fonction d'évaluation » :

$$s(.) = e(0, U_{i0}) - e(A, U_{iA})$$

compensée ou équivalente selon la formulation de la question d'évaluation. En d'autres termes, cette approche suppose que chaque individu compare ses variations de CAP avec le paiement qui lui est proposé afin de formuler sa réponse (McConnell, 1990).

Si le CAP est défini tel que :

$$C_{iA} = x_i' \lambda + \varepsilon_{iA}$$

où les termes d'erreur (ε_{iA}) indépendants et identiquement distribués suivent une loi normale d'espérance

0 et de variance σ^2 , la probabilité de répondre « oui » s'écrit :

$$\Pr_{iA} = \Pr(\varepsilon_{iA} \geq B_{iA} - x_i' \lambda) = \Pr\left(\frac{\varepsilon_{iA}}{\sigma} \geq \frac{B_{iA} - x_i' \lambda}{\sigma}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{B_{iA} - x_i' \lambda}{\sigma}\right)$$

avec Φ la fonction de distribution de la loi normale centrée réduite (Cameron et James, 1987a). On mobilisera donc des modèles *Probit*. Dans la log-vraisemblance,

$$\log L = \sum_i \left\{ I_{iA} \log \left[1 - \Phi\left(\frac{B_{iA} - x_i' \lambda}{\sigma}\right) \right] + (1 - I_{iA}) \log \left[1 - \Phi\left(\frac{B_{iA} - x_i' \lambda}{\sigma}\right) \right] \right\}$$

la présence de B_{iA} , le montant auquel la politique A est proposée à l'enquête, permet d'identifier σ^2 qui, à son tour, sert à déterminer la valeur λ et donc la fonction d'évaluation sous-jacente (Cameron et James, 1987a).

Cameron (1991) propose également une procédure de transformation des coefficients permettant de calculer la matrice de variance-covariance asymptotique de ces estimateurs. Elle consiste à introduire les valeurs optimales de λ et de φ , le paramètre associé à la distance calculé comme $\varphi = (-1/\sigma^2)$, dans le Hessien du logarithme de la vraisemblance. L'opposé de l'inverse de cette nouvelle matrice sert alors d'approximation de la borne inférieure de Cramer-Rao (Cameron et James, 1987b).

Tableau 2
Résultats de la régression du modèle *Probit* binomial

Variables	Coefficient	t-stat
Constante	-1,75	-0,20
Océan (0-1)	26,88	5,76***
Sable (0-1)	22,47	5,19***
Forêt (0-1)	10,78	2,69***
Océan 1 ^{er} (0-1) (1)	38,53	4,76***
Sable 1 ^{er} (0-1) (1)	46,46	4,03***
Forêt 1 ^{er} (0-1) (1)	84,03	4,17***
Nombre de jours de vacances par an	-0,45	-4,45***
Temps dans l'océan sur le site	-4,09	-2,03**
Temps en forêt sur le site	4,93	4,02***
Urbain (0-1)	-10,90	-2,57***
Niveau de vie	0,01	3,21***
Nombre de personnes dans le ménage	4,35	2,81***
Paramètre de dispersion	61,96	7,75***
Nombre d'observations	1 848	
Log de la vraisemblance	-1 135,51	
Pseudo- R ² de McFadden	0,11	
Prédictions correctes (%)	66,34	
Test de Wald : $\chi^2_{(14)}$	221,93***	

1. Variable dichotomique qui vaut 1 si la politique présentée maintient la qualité du service récréatif sur l'espace préféré par l'enquête.

Lecture : significativité à 1 % (***), à 5 % (**) et à 10 % (*). La variable dépendante est la variable dichotomique qui vaut "1" si l'enquête déclare accepter de payer le montant proposé pour la politique qui lui est présentée.

Champ : visiteurs des sites aménagés en milieu naturel du littoral girondin.

Source : enquête réalisée dans le cadre de la thèse de Rulleau (2008), calculs des auteurs.

est comparée à un khi-deux à 1 degré de liberté avec H_0 : les deux coefficients sont identiques. Ce test permet ainsi de vérifier si les enquêtés sont sensibles à la nature des politiques présentées (Point *et al.*, 2007).

Les résultats montrent que si la forêt se voit attribuer une valeur inférieure à celles des deux autres espaces, les coefficients de l’océan et du sable ne sont pas significativement différents. De même, le coefficient de la prime attribuée au sable est similaire aux estimateurs des deux autres. Toutefois, nous pouvons considérer que, de manière générale, les enquêtés ont tenu compte du type de programmes qui leur étaient présentés pour réaliser leurs choix.

En ce qui concerne les caractéristiques personnelles enfin, plusieurs résultats doivent retenir l’attention. En premier lieu, la contrainte budgétaire apparaît au travers de la variable « *niveau de vie* », ajustement du revenu (13) à la taille du ménage (Lazear et Michael, 1980). Le coefficient de cette variable étant positif, le CAP pour les services récréatifs augmente avec le revenu disponible par membre du ménage et les services récréatifs sur le site peuvent être considérés comme des biens normaux. En second lieu, les activités pratiquées sur le site n’interviennent pas dans la régression. Seul le temps passé dans l’océan et en forêt (14) ont une influence (respectivement négative et positive) sur la probabilité de payer des visiteurs.

Des attributs majoritairement indépendants en évaluation

Pour étudier les relations entre les programmes, des modèles *Probit* binomiaux incluant les interactions de second-ordre ($a_g \times a_h$), *i.e.* correspondant à l’effet de substitution, sont estimés (Hoehn, 1991 ; Hoehn et Loomis, 1993). La

forme fonctionnelle retenue est l’approximation par un développement de Taylor de second ordre de la fonction d’évaluation. Cette spécification permet d’estimer les coefficients des interactions entre les programmes (cf. encadré 2). Ces coefficients peuvent être positifs, négatifs ou nuls (Hoehn, 1991) (15). Dans le premier cas, les attributs sont complémentaires en évaluation et dans le second ils sont substitués. Enfin, lorsque le coefficient n’est pas significativement différent de zéro, les programmes sont indépendants en évaluation.

Cette modélisation a toutefois été remise en cause par Santos (1998). Cet auteur considère en effet qu’elle pose deux problèmes :

- les relations conservent le même signe, voire la même ampleur, quel que soit le nombre de programmes introduits (quelle que soit donc l’échelle d’évaluation) ;
- le modèle théorique impose une constante nulle. Toutefois, relâcher cette hypothèse modifie la significativité et le signe des interactions de second-ordre.

L’introduction d’une interaction de troisième ordre permet alors, selon Santos, d’augmenter la flexibilité du modèle. Nous avons privilégié cette formulation (cf. tableau 4).

Du fait de l’utilisation d’un polynôme de Taylor, les caractéristiques socio-économiques des enquêtés ne peuvent ici intervenir que croisées

13. Plus précisément, nous avons ici utilisé les ressources totales du ménage à savoir les revenus, allocations...

14. Un test de corrélation de Pearson a été utilisé pour étudier le degré de liaison entre les différentes variables de temps. Il révèle qu’elles peuvent potentiellement toutes être introduites dans le modèle.

15. Ce que ne permettent pas des spécification de type Élasticité de Substitution Constante (CES) ou Cobb Douglas.

Tableau 3
Différence de valorisation entre les attributs (statistique du test de Wald)

	Océan	Sable	Forêt	Océan premier	Sable premier
Sable	0,66				
Forêt	7,73***	4,34**			
Océan premier	1,87	3,94**	9,40***		
Sable premier	5,72**	6,59**	11,94***	1,63	
Forêt premier	8,08***	9,04***	11,51***	4,78**	1,82

Lecture : significativité à 1 % (***) , à 5 % (**) et à 10 % (*).

Champ : visiteurs des sites aménagés en milieu naturel du littoral girardin.

Source : enquête réalisée dans le cadre de la thèse de Rulleau (2008), calculs des auteurs.

avec les programmes (Santos, 1998). La question la plus importante concerne le revenu/niveau de vie dans la mesure où nous évaluons des CAP. Or, les coefficients des interactions entre cette variable et les attributs ne sont pas significatifs. Selon Cummings *et al.* (1994), dont les résultats sont similaires (16), la théorie ne fournit pas de règle en la matière. Nous avons donc choisi de n'inclure aucune des variables socio-économiques dans les régressions.

Nous constatons tout d'abord que, isolées, les modifications des conditions d'accueil en forêt ne sont pas valorisées. Au contraire, les CAP pour les programmes de maintien de la qualité de l'activité récréative sur les deux autres espaces sont significativement positifs, confirmant que ce sont des biens économiques. Le coefficient de l'interaction de second ordre (Sable × Forêt) étant significativement positif, ces programmes sont *complémentaires* en évaluation. Au contraire, l'océan et d'une part le sable ou d'autre part la forêt sont *indépendants* en évaluation, c'est-à-dire que les proposer simultanément n'engendre pas de gain de bien-être.

Les conséquences de l'ajout d'un troisième programme sont plus difficiles à apprécier. En effet, il semblerait que le phénomène de complémentarité (Sable × Forêt) soit atténué puisque le coefficient de la dérivée troisième est négatif et supérieur en valeur absolue aux estimateurs des dérivées secondes. Les programmes sont donc

appréciés par les visiteurs comme des substituts à cette étape (17). Peut-être doit-on y voir une sorte de « seuil » au-delà duquel l'effet d'un nouveau programme devient trop difficile à identifier pour les usagers et est, de ce fait, moins valorisé.

Calcul des consentements à payer pour les combinaisons d'attributs : l'« effet de substitution »

Les CAP sont calculés sur la base du tableau 4 de la manière suivante :

$$\text{Océan} - \text{Sable} - \text{Forêt} = \text{Océan} + \text{Sable} + \text{Forêt} + (\text{Océan} \times \text{Sable}) + (\text{Océan} \times \text{Forêt}) + (\text{Sable} \times \text{Forêt}) + (\text{Océan} \times \text{Sable} \times \text{Forêt})$$

$$\text{Sable} - \text{Forêt} = \text{Sable} + \text{Forêt} + (\text{Sable} \times \text{Forêt})$$

$$\text{Océan} - \text{Forêt} = \text{Océan} + \text{Forêt} + (\text{Océan} \times \text{Forêt})$$

$$\text{Océan} - \text{Sable} = \text{Océan} + \text{Sable} + (\text{Océan} \times \text{Sable})$$

16. Notons également que dans l'étude de Hoehn et Loomis (1993) les estimateurs ne sont significatifs que dans un cas sur cinq.

17. Si cette modification dans la perception des actifs peut paraître étrange, elle est toutefois rendue possible par le fait que le sable et l'océan soient indépendants en évaluation.

Tableau 4
Résultats de la régression du modèle *Probit* binomial avec les interactions

Variabes	Coefficients	t-stat
Océan (0-1)	38,54	7,52***
Sable (0-1)	26,27	5,26***
Forêt (0-1)	7,52	1,30
Océan × Sable (0-1)	1,17	0,13
Océan × Forêt (0-1)	12,87	1,33
Sable × Forêt (0-1)	23,21	2,27**
Océan × Sable × Forêt (0-1)	-41,86	-2,73***
Paramètre de dispersion	64,85	7,85***
Nombre d'observations	1 890	
Log de la vraisemblance	-1 236,19	
Prédictions correctes (%)	59,79	
Test de Wald : $\chi^2_{(8)}$	146,01***	

Lecture : significativité à 1 % (***) , à 5 % (**) et à 10 % (*). La variable dépendante est la variable dichotomique qui vaut "1" si l'enquêté déclare accepter de payer le montant proposé pour la politique qui lui est présentée.

Champ : visiteurs des sites aménagés en milieu naturel du littoral girondin.

Source : enquête réalisée dans le cadre de la thèse de Rulleau (2008), calculs des auteurs.

Ce CAP est exprimé en kilomètres, unité de « prix » des politiques (cf. tableau 5). Il est par ailleurs considéré comme un CAP par ménage par visite puisque l'ensemble du groupe auquel appartient le répondant est supposé devoir le suivre sur le site qu'il choisit (18).

Conformément aux résultats précédemment établis, la politique composée du seul programme Forêt n'est pas valorisée par les enquêtés ; les autres CAP au contraire sont significatifs. Par ailleurs, comme nous pouvions le supposer au vu des pourcentages d'acceptation des politiques, les dispositions à payer pour celles composées d'un programme sont inférieures. Enfin, du fait de la substitution au troisième niveau, le CAP pour Océan-Sable-Forêt n'est pas nettement supérieur aux valeurs estimées pour les politiques composées de deux programmes, et notamment pour Océan-Sable.

Dans le même ordre d'idée, Santos (1998) propose d'étudier la valorisation incrémentale de

chaque programme, c'est-à-dire la valeur totale qu'un programme ajoute à une politique de laquelle il était absent jusqu'alors. Cette valorisation incrémentale est calculée, pour chaque attribut, comme la différence entre le CAP pour une politique et le(s) CAP pour le(s) autre(s) programme(s) qui la compose(nt) et peut être formalisée de la manière suivante :

$$C_{iA}(A = a_g) = C_{iA}(A = a_g + a_h) - C_{iA}(A = a_h)$$

La valorisation incrémentale (cf. tableau 6) a donc toutes les chances de varier selon les programmes préalablement mis en œuvre au moment de l'évaluation. Par exemple, le programme qui s'attache à maintenir la qualité de l'accueil du public dans l'océan possède une valeur de 38,54 s'il intervient seul (en premier). Par contre, il ajoute 39,70 lorsqu'il est couplé à une politique visant également le sable mais

18. Ce CAP peut, par des calculs simples, être converti en euros puis en CAP par personne (cf. annexe).

Tableau 5
CAP moyens et intervalle de confiance à 95 %

Politiques	CAP (km)	Intervalle de confiance à 95 %
Océan-Sable-Forêt	67,71**	(0,69 – 134,74)
Sable-Forêt	57,01***	(23,26 – 90,75)
Océan-Forêt	58,92***	(26,42 – 91,42)
Océan-Sable	65,97***	(36,15 – 95,80)
Forêt	7,52	(-3,84 – 18,87)
Océan	38,54***	(28,49 – 48,58)
Sable	26,27***	(16,49 – 36,06)

Lecture : significativité à 1 % (**), à 5 % (*) et à 10 % (*).

Champ : visiteurs des sites aménagés en milieu naturel du littoral girardin.

Source : enquête réalisée dans le cadre de la thèse de Rulleau (2008), calculs des auteurs.

Tableau 6
Valorisation incrémentale des programmes selon leur rang dans la séquence d'évaluation

En kilomètre

Initialement mis en œuvre	Aucun	Océan	Sable	Forêt	Océan-Sable	Océan-Forêt	Sable-Forêt
Ajouté(s)							
Océan	38,54		39,70	51,40			10,71
Sable	26,27	27,44		49,49		8,80	
Forêt	7,52	20,38	30,73		1,74		
Océan-Sable				60,20			
Océan-Forêt			41,44				
Sable-Forêt		29,18					

Lecture : la valorisation incrémentale du maintien de la qualité du service récréatif dans l'océan, lorsque cet attribut est ajouté à celui relatif au sable, est de 39,70 kilomètres.

Champ : visiteurs des sites aménagés en milieu naturel du littoral girardin.

Source : enquête réalisée dans le cadre de la thèse de Rulleau (2008), calculs des auteurs.

« uniquement » 10,71 si la politique s'attachait conjointement au sable et à la forêt (19). On retrouve la complémentarité (entre deux programmes) avant la substitution (entre trois programmes). De même, la dimension récréative de la forêt seule n'est pas valorisée. Cependant, elle ajoute de la valeur à toute politique qui propose déjà un ou deux programmes de maintien des services récréatifs. Cet exercice qui vise à illustrer les possibles effets d'inclusion montre également les dangers qu'il y aurait de chercher à imputer une partie de la valeur d'une politique publique à l'une de ses composantes (à travers une analyse coût-bénéfice devenue en quelque sorte « sectorielle »).

* *
 *
 *

La méthode des programmes présentée ici nous semble offrir de belles perspectives pour l'évaluation des biens et services environnementaux non marchands. En particulier, l'étude des relations entre les diverses caractéristiques constitutives de ceux-ci se révèle particulièrement précieuse lorsque plusieurs politiques sont couplées.

Nous avons choisi de mobiliser la modélisation proposée par Cameron et James (1987a). Bien que plus contraignante dans sa mise en œuvre (Whitehead, 2001), notamment parce qu'elle nécessite de recalculer la « vraie » matrice de variance-covariance des estimateurs, cette modélisation dispose d'un cadre théorique clair afin d'étudier les phénomènes de complémentarité/substitution entre attributs en introduisant dans les régressions les effets croisés tels que définis par Hoehn (1991) et Hoehn et Loomis (1993). À l'avenir, il pourrait cependant être utile de creuser les perspectives offertes par l'approche de Hanemann (1984), centrée sur les fonctions d'utilité, dans l'étude des interactions entre trois programmes.

Dans le cas présent, le programme qui vise le maintien de la qualité récréative de l'eau (Océan) se voit affecter le CAP le plus élevé. À l'inverse, les modifications sur la forêt ne sont pas valorisées. En outre, le couplage de plusieurs programmes possède bel et bien un effet sur la satisfaction et donc le CAP des visi-

teurs, tantôt positif, tantôt négatif. Cependant, ces résultats, qui s'appuient sur des scénarios bien précis, sont difficilement généralisables. Nul doute qu'un changement plus radical de la gestion forestière (coupe rase, disparition complète de tous les parkings, etc.) aurait eu un effet différent. Rappelons également que les enquêtes se sont déroulées en été et ne concernent de fait qu'un segment de la demande. Hors saison (automne, hiver, printemps), la vocation récréative de la forêt se renforce probablement.

Nos résultats sur les relations entre les programmes relativisent en partie ceux de Hoehn (1991) selon lesquels plusieurs programmes composant une même politique ont plus de chances d'être substitués en évaluation. Pour cet auteur, en effet, les complémentarités seraient plutôt réservées à des programmes mis en œuvre sur un même espace. Si le phénomène a bien été mis en évidence par Santos (1998) et par Point *et al.* (2007), il n'a pas été observé par Hoehn et Loomis (1993) (20). Les conditions d'émergence de la complémentarité (déterminante pour l'élaboration de politiques intégrées) doivent donc encore être approfondies.

D'un point de vue pratique enfin, rappelons que la méthodologie s'appuie sur des questionnaires complexes, nécessitant une démarche extrêmement rigoureuse. La description des programmes par des critères, telle que nous l'avons construite, permet, à notre sens, de mieux rendre compte de la complexité de certaines situations. Elle permet en outre une interprétation plus fine des politiques en des variables d'action transposables en décision de gestion (nettoyage d'un kilomètre de plage supplémentaire, ouverture d'un hectare supplémentaire en forêt, etc.). □

19. La valeur 39,70 correspond au CAP pour la politique Sable-Océan moins le CAP pour le Sable soit, en d'autres termes, à la somme des CAP pour le programme Océan et pour l'interaction de second-ordre (Sable × Forêt). La valeur 10,71 quant à elle correspond à la disposition à payer pour le programme Océan, lorsque la qualité de l'accueil est déjà maintenue sur les deux autres espaces. Elle est calculée en soustrayant les CAP pour l'attribut Sable, pour l'attribut forêt et pour l'interaction (Sable × Forêt) à la valorisation de la politique Océan-Sable-Forêt.

20. Ces trois études traitent respectivement (1) dans la « zone naturelle sensible » (*Environmentally Sensitive Area*) de Pennine Dales en Angleterre et le parc national de Peneda-Gerês au Portugal, (2) de la qualité des paysages agricoles dans le Parc Naturel Régional des Monts d'Arrée en Bretagne et (3) de la gestion d'une zone humide en Californie.

BIBLIOGRAPHIE

- Adamowicz V., Louviere J. et Swait J. (1998)**, *Introduction to Attribute-Based Stated Choice Methods*, commandité pour la National Oceanic and Atmospheric Administration, Advanis, Edmonton.
- Adamowicz W. L. (2004)**, « What's it Worth ? An Examination of Historical Trends and Future Directions in Environmental Valuation », *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, vol. 48, n° 3, pp. 419-443.
- Bateman I., Carson R. T., Day B., Hanemann M., Hanley N., Tannis H., Jones-Lee M., Loomes G., Mourato S., Özdemiroglu E., Pearce D.W., Sugden R. et Swanson J. (2002)**, *Economic Valuation with Stated Preference Techniques : A manual*, Edward Elgar, en association avec le UK Department for Transport, Cheltenham.
- Bennett J. et Blamey R. (eds)(2001)**, *The Choice Modelling Approach to Environmental Valuation*, Edward Elgar, Cheltenham.
- Bishop R. C. et Heberlein T. A. (1979)**, « Measuring Values of Extramarket Goods : Are Indirect Measures Biased ? », *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 61, n° 5, pp. 926-930.
- Bonnieux F. et Rainelli P. (2002)**, « Évaluation des dommages des marées noires : une illustration à partir du cas de l'Érika et des pertes d'agrément des résidents », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 173-187.
- Boxall P. C. et Macnab B. (2000)**, « Exploring the Preferences of Wildlife Recreationists for Features of Boreal Forest Management : a Choice Experiment Approach », *Canadian Journal of Forest Research*, vol. 30, n° 12, pp. 1931-1941.
- Cameron T. A. (1988)**, « A New Paradigm for Valuing Non-Market Goods Using Referendum Data : Maximum Likelihood Estimation by Censored Logistic Regression », *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 15, n° 3, pp. 355-379.
- Cameron T. A. (1991)**, « Interval Estimates of Non-Market Resource Values from Referendum Contingent Valuation Surveys », *Land Economics*, vol. 67, n° 4, pp. 413-421.
- Cameron T. A. et James M. D. (1987a)**, « Efficient Estimation Methods for »Closed-Ended« Contingent Valuation Surveys », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 69, n° 2, pp. 269-276.
- Cameron T. A. et James M. D. (1987b)**, « Estimating Willingness to Pay from Survey Data : An Alternative Pre-Test-Market Evaluation Procedure », *Journal of Marketing Research*, vol. 24, n° 4, pp. 389-395.
- Crell M. et Loomis J. (1992)**, « Recreation Value of Water to Wetlands in the San Joaquin Valley : Linked Multinomial Logit and Count Data Trip Frequency Model », *Water Resources Research*, vol. 28, n° 10, pp. 2597-2606.
- Cummings R. G., Ganderton P. T. et McGuckin T. (1994)**, « Substitution Effects in CVM Values », *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 76, n° 2, pp. 205-214.
- Dachary-Bernard J. (2005)**, « Une évaluation économique du paysage : une application de la méthode des choix multi-attributs aux Monts d'Arée », *Économie et Statistique*, n° 373, pp. 57-74.
- Datar(2004)**, *Construire ensemble un développement équilibré du littoral*, La documentation française, Paris.
- Dehez J. (2003)**, *Analyse économique des coûts de gestion des zones côtières protégées : Le cas des forêts domaniales de Gironde*, Thèse de doctorat, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Faculté de Sciences Économiques et de Gestion.
- Desaigues B. et Point P. (1993)**, *Économie du patrimoine naturel : la valorisation des bénéfices de protection de l'environnement*, Economica, Paris.
- Donkers B. et Melenberg B. (2002)**, *Testing predictive performance of binary choice models*, Working Paper, Erasmus University, Rotterdam.
- Eklöf J. A. et Karlsson S. (1997)**, *Testing and Correcting for Sample Selection Bias in Discrete Choice Contingent Valuation Studies*, Working Paper Series in Economics and Finance n° 171, Department of Economic Statistics, Stockholm School of Economics.

- Faucheux S. et Noël J.-F. (1995)**, *Économie des ressources naturelles et de l'environnement*, Armand Colin, Paris.
- Freeman A. M. (2003)**, *The Measurement of Environmental and Resource Values : Theory and Methods* (2e édition), Resources for the Future, Washington DC.
- Hailu A., Adamowicz W. L. et Boxall P. C. (2000)**, « Complements, Substitutes, Budget Constraints and Valuation : Application of a Multi-Program Environmental Valuation Method », *Environmental and Resource Economics*, vol. 16, n° 1, pp. 51-68.
- Hanemann W. M. (1984)**, « Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses », *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 66, n° 3, pp. 332-341.
- Hanemann W. M. et Kanninen B. (1999)**, « The Statistical Analysis of Discrete-Response CV Data », dans *Valuing Environmental Preferences : Theory and Practice of the Contingent Valuation Method in the US, EC, and Developing Countries*, I.J. Bateman et K.G. Willis (eds), Oxford University Press, Oxford.
- Hanley N., Mourato S. et Wright R. E. (2001)**, « Choice Modelling Approaches : a Superior Alternative for Environmental Valuation ? », *Journal of Economic Surveys*, vol. 15, n° 3, pp. 435-462.
- Hanley N., Shaw W. D. et Wright R. E. (2003)**, « Introduction », dans *The New Economics of Outdoor Recreation*, N. Hanley, W.D. Shaw and R.E. Wright (eds), Edward Elgar, Cheltenham & Northampton, pp. 1-18.
- Hanley N., Wright R. E. et Koop G. (2002)**, « Modelling Recreation Demand Using Choice Experiments : Climbing in Scotland », *Environmental and Resource Economics*, vol. 22, n° 3, pp. 449-466.
- Hensher D. A. et Johnson L. W. (1981)**, *Applied Discrete Choice Modelling*, John Wiley, New-York.
- Hoehn J.P. (1991)**, « Valuing the Multidimensional Impacts of Environmental Policy : Theory and Methods », *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 73, n° 2, pp. 289-299.
- Hoehn J. P. et Loomis J. B. (1993)**, « Substitution Effects in the Valuation of Multiple Environmental Programs », *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 25, n° 1, pp. 56-75.
- Ifremer (2004)**, *Données économiques maritimes françaises*, Plouzané.
- Johnston J. et Di Nardo J. (1997)**, *Econometric methods* (4e édition), McGraw-Hill International Editions, New-York.
- Kahneman D. et Knetsch J. L. (1992)**, « Valuing Public Goods : the Purchase of Moral Satisfaction », *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 22, n° 1, pp. 57-70.
- Kolstad C. D. (2000)**, *Environmental economics*, Oxford University Press, Oxford.
- Lancaster K. J. (1966)**, « A New Approach to Consumer Theory », *Journal of Political Economy*, vol. 74, n° 2, pp. 132-157.
- Lazear E. P. et Michael R. T. (1980)**, « Family Size and the Distribution of Real Per Capita Income », *American Economic Review*, vol. 70, n° 1, pp. 91-107.
- Mäler K. G. (1974)**, *Environmental Economics : A Theoretical Inquiry*, Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Martres S. (2000)**, *État des lieux 2000 du littoral Girondin : État de protection, d'aménagement, de fréquentation et de dégradation des milieux - Bilan synthétique des opérations Plan Plages*, Mémoire de maîtrise, Université Le Mirail, Toulouse.
- McConnell K. E. (1975)**, « Some Problems in Estimating the Demand for Outdoor Recreation », *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 57, n° 2, pp. 330-334.
- McConnell K. E. (1990)**, « Models for Referendum Data : The Structure of Discrete Choice Models for Contingent Valuation », *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 18, n° 1, pp. 19-34.
- Métayer S. (1999)**, « Accueil du public en milieu naturel sur le littoral girondin : les plans plages », *Cahiers Espaces*, n° 62, pp. 65-71.
- Ministère des Transports, de l'Équipement, du Logement, du Tourisme et de la Mer (2004)**, *Instruction cadre relative aux méthodes d'évaluation économique des grands projets d'infrastructures de transport*, Paris.

- Mission Littoral Aquitaine (2002)**, *Livre bleu - littoral Aquitain : état des lieux*, Préfecture de Région, Bordeaux.
- Morey E. R. (1981)**, « The Demand for Site-Specific Recreational Activities : a Characteristics Approach », *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 8, n° 4, pp. 345-371.
- Morrison M., Blamey R. K., Bennett J. W. et Louviere J. J. (1996)**, *A Comparison of Stated Preference Techniques for Estimating Environmental Values*, Research report n° 1, School of Economics and Management, University of New South Wales, Canberra.
- Parsons G. R. (2003)**, « The Travel Cost Model », dans *A Primer on Nonmarket Valuation*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, pp. 269-329.
- Phaneuf D. J. et Smith V. K. (2004)**, « Recreational Demand Models », dans *Handbook of Environmental Economics*, K. Mäler and J. Vincent (eds), Elsevier North-Holland, Amsterdam.
- Point P., Dachary-Bernard J., Rambonilaza M., Dehez J., Lafon S. et Boschet C. (2007)**, *Approche économique de la valeur de variations dans les attributs du paysage rural*, commandité pour le Ministère de l'Écologie et du Développement Durable, Unité ADER, Cemagref de Bordeaux et GRAPE-CEEP, Université Montesquieu Bordeaux IV.
- Rambonilaza M. (2004)**, « Évaluation de la demande de paysage : état de l'art et réflexions sur la méthode de transfert de bénéfices », *Cahiers d'Économie et Sociologie Rurales*, n° 70, pp. 77-101.
- Rambonilaza M., Point P. et Dachary-Bernard J. (2007)**, « Stability of the WTP Measurements with Successive Use of Choice Experiments Method and Multiple Programmes Method », *Revue d'Économie Politique*, vol. 117, n° 5, pp. 719-735.
- Randall A. et Hoehn J. P. (1996)**, « Embedding in Market Demand Systems », *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 30, n° 3, pp. 369-380.
- Rulleau B. (2008)**, *Services récréatifs en milieu naturel littoral et évaluation économique multi-attributs de la demande*, Thèse de doctorat, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Faculté de Sciences Économiques et de Gestion.
- Santos J. M. L. (1998)**, *The Economic Valuation of Landscape Change - Theory and Policies for Land Use and Conservation*, Edward Elgar, Cheltenham & Northampton.
- Sellar C., Stoll J. R. et Chavas J. P. (1985)**, « Validation of Empirical Measures of Welfare Change : a Comparison of Nonmarket Techniques », *Land Economics*, vol. 61, n° 2, pp. 156-175.
- Terra S. (2005)**, « Stratégie d'échantillonnage et modèles de comptage dans la méthode des coûts de transport », *Journées de Méthodologie Statistique*, Paris, France.
- Whitehead J. C. (2001)**, « A Methodological Comparison of Theoretical Approaches in Dichotomous Choice Contingent Valuation », dans *Cost-Benefit Analysis : Environmental and Ecological Perspectives*, K. Puttaswamaiah (ed), Transaction Publishers, Edison, pp. 77-94.
- Willis K., Garrod G., Scarpa R., McMillan D. et Bateman I. (2000)**, *Non-market benefits of forestry*, commandité pour la Forestry Commission, CREAM, University of Newcastle.

CONVERSION DES CONSENTEMENTS À PAYER EN EUROS

Le CAP en kilomètres C_{km} peut être converti en euros en utilisant une estimation du coût kilométrique moyen d'un véhicule fournie par l'Automobile Club de France : $C_{\epsilon/m} = 0,4 C_{km}$ (cf. tableau). Le CAP par personne par visite $C_{\epsilon/l}$ est ensuite obtenu en divisant $C_{\epsilon/m}$ par le nombre moyen de personnes par groupe soit 3,4 (Martres, 2000).

Par ailleurs, même si cela reste controversé en économie (Terra, 2005), les évaluations basées sur un déplacement ajoutent généralement le coût d'opportunité du temps à cette valeur initiale (McConnell, 1975). Le coût standard pour les déplacements de loisirs est donné, en France, par le Ministère des Transports (2004). Il est de 5,5 euros par heure voyagée. Les ressources mensuelles totales moyennes de notre échantillon (2 900 euros) devraient être divisées par quatre pour aboutir à une telle valorisation. La valeur utilisée semble donc cohérente, le coût d'opportunité du temps étant généralement supposé

égal à un tiers du salaire (Crell et Loomis, 1992). Pour ce calcul nous avons également supposé une vitesse moyenne de transport de 60 kilomètres par heure. Les visiteurs venant en vélo ou à pied, s'ils ne payent pas l'essence, ont en effet un temps de trajet plus long en proportion de la distance parcourue. Au contraire, les visiteurs venant de plus loin voyagent a priori plus vite mais ont souvent des frais annexes comme les péages. Finalement, la formule suivante permet d'obtenir le CAP par personne par visite incluant le coût d'opportunité du temps de l'individu en question : $C_{\epsilon/l(CT)} = C_{\epsilon/l} + (5,5C_{km}/60)$.

Il est important de rappeler que les valorisations estimées ici sont des CAP pour des variations de la qualité du service récréatif sur un ou plusieurs espaces et non de CAP pour une visite sur le site (tels que ceux estimés par Bonnieux et Rainelli (2002) par exemple).

Tableau
CAP moyens en euros

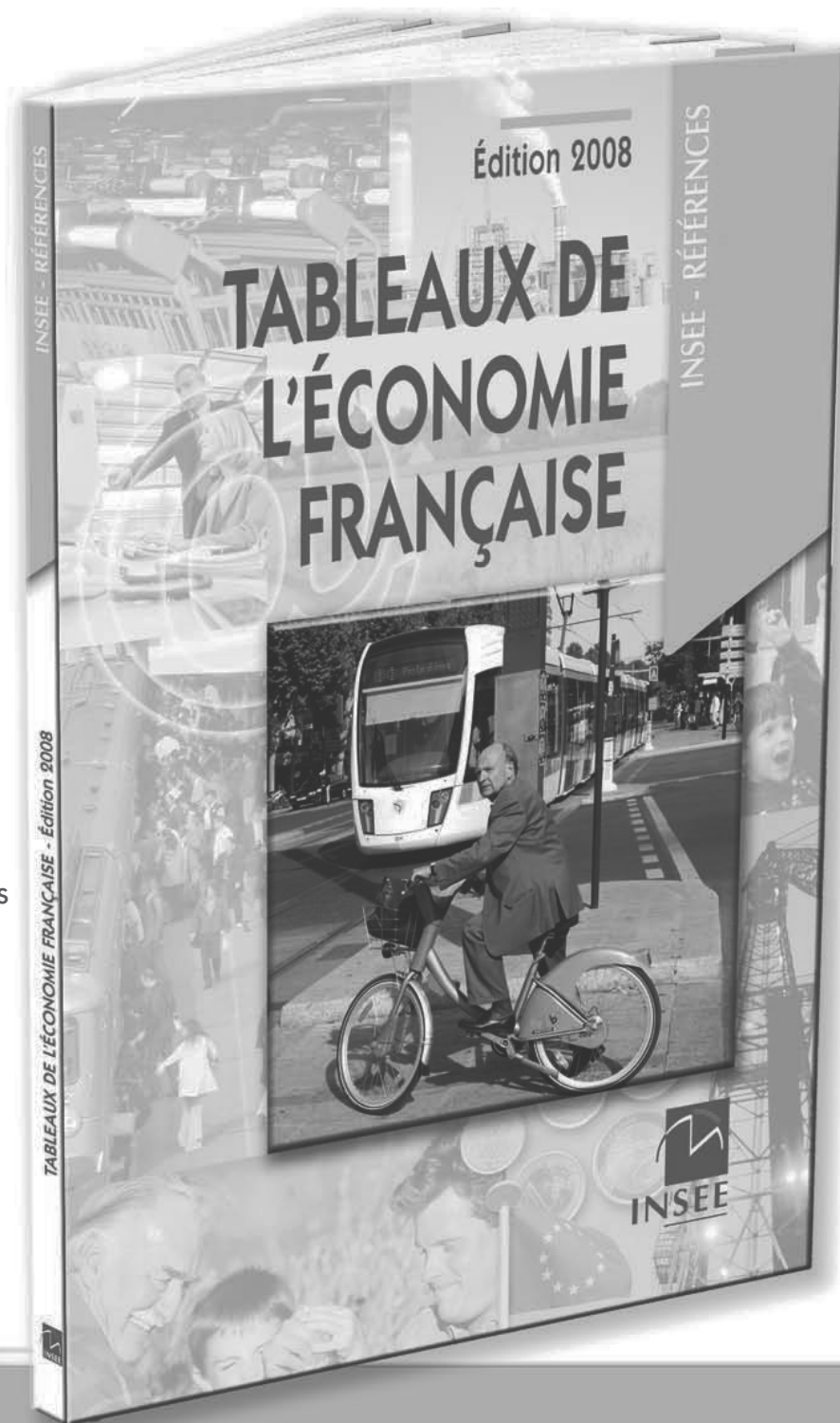
Politiques	$C_{\epsilon/l}$	$C_{\epsilon/m}$	$C_{\epsilon/l(CT)}$
Océan-Sable-Forêt	27,09	7,97	14,17
Sable-Forêt	22,80	6,71	11,93
Océan-Forêt	23,57	6,93	12,33
Océan-Sable	26,39	7,76	13,81
Forêt	-	-	-
Océan	15,41	4,53	8,07
Sable	10,51	3,09	5,50

Lecture : significativité à 1 % (***) , à 5 % (**) et à 10 % (*).

Champ : visiteurs des sites aménagés en milieu naturel du littoral girondin.

Source : enquête réalisée dans le cadre de la thèse de Rulleau (2008), calculs des auteurs.

L'essentiel de l'économie...



- > Une approche synthétique et accessible à tous de l'actualité économique avec de nombreuses données européennes : population, santé, emploi, énergie...

En vente en librairie,
par correspondance et sur www.insee.fr

16,50 € - Collection Insee-Références


INSEE