



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

La valeur d'usage à des fins de loisir des espaces protégés en Espagne

Comparaison entre méthode
des coûts de déplacement
et méthode d'évaluation contingente

Luis PÉREZ y PÉREZ
Jesús BARREIRO
Mercedes SÁNCHEZ
Miren AZPILICUETA

Recreational use value of protected areas in Spain.

A comparison of the travel cost and contingent valuation method

Key-words:

contingent valuation method, travel cost method, protected areas, Spain

La valeur d'usage à des fins de loisir des espaces protégés en Espagne.

Comparaison entre méthode des coûts de déplacement et méthode d'évaluation contingente

Mots-clés:

méthode d'évaluation contingente, méthode des coûts de déplacement, espaces protégés, Espagne

Summary – Valuation of environmental goods, such as protected natural areas, allows us to obtain information that could be included in cost-benefit analysis as an aid for public sector decision-taking processes. This article presents an application of the contingent valuation method and of the travel cost method in order to obtain an estimate of the recreational use value of the Parque Natural del Señorío de Bértiz in Navarra (Spain). The empirical analysis is based on a survey delivered to 402 visitors during spring 1995. The individual travel cost method is based on the estimation of a demand function for the number of trips to the place subject to valuation from which we derive an estimate of consumer's surplus.

How do we estimate this cost? It would seem straight-forward that these costs should be the distance travelled to the park and the time invested in this trip and/or the time spent at the recreational area. If most visitors use private means of transport to get to the recreational area we could calculate the travel cost as: the real variable cost (petrol costs) or the total real costs (variable cost + depreciation). The contingent valuation method is based on the construction of an hypothetical market where we ask visitors directly for their willingness to pay for a visit to the park. In order to obtain the recreational use value of the park we use a dichotomous choice question followed by an open-ended one.

After the application of both methods, we remark that the results are close to those obtained in other applications found in environmental goods valuation literature and detect certain sensibility of the results we obtain depending on the hypothesis considered.

Résumé – Ce texte présente deux méthodes d'évaluation utilisées pour mesurer la valeur d'usage à des fins de loisir du Parc naturel du Señorío de Bértiz à Navarre (Espagne). L'analyse empirique se base sur une enquête menée auprès de 402 visiteurs au cours du printemps 1995.

La méthode des coûts de déplacement individuel consiste dans l'estimation d'une fonction de demande de déplacement vers le lieu qu'on évalue, et dans l'estimation du surplus du consommateur correspondant. On suppose que le nombre de déplacements est principalement une fonction du coût de déplacement, cette hypothèse étant la principale difficulté de la méthode. L'analyse empirique a été réalisée pour trois options de coût par kilomètre parcouru et un coût d'opportunité de la durée de déplacement. La méthode d'évaluation contingente se base sur la construction d'un marché hypothétique, en interrogeant directement les visiteurs sur leur disposition à payer. Pour obtenir la valeur de loisir qu'ils donnent à l'utilisation du parc, on utilise une question dichotomique suivie d'une question ouverte.

L'application de ces deux méthodes montre que les résultats sont proches de ceux obtenus dans d'autres comparaisons disponibles dans la littérature et on constate de même une certaine sensibilité des résultats obtenus aux hypothèses adoptées dans le travail.

* *Servicio de Investigación Agroalimentaria, Gobierno de Aragón. Apdo. 727, 50080 Zaragoza.*

** *Departamento de Gestión de Empresas, Universidad Pública de Navarra, Campus de Arrosadia, 31006 Pamplona.*

LES espaces naturels protégés tiennent une place importante dans notre société, ne serait-ce que pour leur valeur vénale, ils jouent également un rôle dans le domaine de l'environnement, de l'écologie ou dans celui des loisirs.

Ce dernier prend de plus en plus d'importance avec le développement de l'urbanisation, ce qui paraît logique si l'on examine la demande de services et si l'on calcule la valeur sociale qui leur est attribuée. Les espaces protégés, tout comme d'autres actifs naturels, se caractérisent par l'absence de repères qualitatifs justifiant leur valeur. Cela peut inciter les gens à considérer ces zones comme des biens disponibles ou sans valeur et favoriser ainsi leur détérioration. Actuellement de nombreuses études s'efforcent d'évaluer les biens environnementaux sans marché spécifique⁽¹⁾. Cette profusion d'études s'explique en premier lieu par la possibilité d'utiliser les informations tirées de l'évaluation de biens non marchands dans une analyse coûts-avantages destinée à l'aide à la décision du secteur public.

Ainsi, en ce qui concerne les espaces protégés, ces informations peuvent justifier des actions de conservation, de développement et de réhabilitation de zones dégradées, ou encore le choix entre des activités alternatives ou exclusives.

On a eu recours à deux méthodes pour évaluer la valeur environnementale des zones protégées : la méthode d'évaluation contingente (MEC) et la méthode des coûts de déplacement (MCD). La première est directe : elle s'appuie sur des simulations de marchés là où ils n'existent pas. La seconde est indirecte : elle est issue de l'étude du comportement des visiteurs et de l'évaluation de la demande de loisirs en des lieux qui attirent des visiteurs. L'une des principales différences entre ces deux méthodes est que la méthode des coûts de déplacement ne prend en compte que les valeurs d'usage ; avec la première en revanche, on peut également estimer les valeurs de non-usage. Quoiqu'il en soit, les deux méthodes nous permettent d'évaluer les valeurs d'utilisation de loisir des zones protégées (Mitchell et Carson, 1989 ; Bromley, 1995). Cet article a pour objectif d'évaluer cette valeur pour le Parc naturel du Señorío de Bértiz et de comparer les résultats obtenus par la méthode des coûts de déplacement et par celle de l'évaluation contingente. Signalons qu'une étude du même genre a déjà été réalisée en Espagne (Riera *et al.*, 1994).

L'analyse empirique se fonde sur un questionnaire établi au printemps 1995. Il avait été distribué à un échantillon aléatoire de 402 visiteurs de ce parc naturel, situé au Nord-Est de la Communauté auto-

⁽¹⁾ Bien que la plupart des recherches aient été menées aux Etats-Unis (Carson *et al.*, 1996), on trouvera une revue des études effectuées sur ce sujet en Europe dans Navrud (1992) et dans Bateman et Willis (1995). Pour une revue des études effectuées sur l'Espagne, se reporter à Azqueta et Pérez y Pérez (1996).

nome de Navarre dans la région appelée Valles Cantabricos sur les berges de la Bidassoa. Le parc est assez petit (à peine plus de 2 000 hectares) et appartient aujourd'hui au Gouvernement régional. En fait, ce parc abrite un échantillon des forêts septentrionales de la péninsule ibérique, demeurées vierges pour la plupart, ce qui leur confère un remarquable intérêt écologique tant du point de vue de la biodiversité que du niveau de conservation. La faune y est abondante et variée. Le parc qui, selon les données du Gouvernement de Navarre, a reçu plus de 101 000 personnes en 1994, comporte un jardin botanique dont l'histoire remonte à 1847. Ce jardin constitue la principale voie d'accès au parc. En dehors de la visite du jardin botanique, on peut pratiquer des activités de loisirs, comme la randonnée, et des sports comme l'escalade ou le vélo tout terrain.

MÉTHODOLOGIE

Dans la littérature, les valeurs obtenues par la MEC se révèlent plus faibles que celles des coûts de déplacement. Carson *et al.* (1996) ont répertorié 83 études entre 1966 et 1994 où les deux techniques étaient utilisées pour estimer différentes sortes de biens; il en ont conclu qu'en moyenne les valeurs estimées à l'aide de la première méthode ne dépassaient pas 89 % de celles obtenues par la méthode des coûts de déplacement.

Du point de vue méthodologique, lorsqu'on examine les estimations par les coûts de déplacement, on se heurte à des problèmes qui ont déjà été soulevés sur ce sujet. On peut les classer en trois groupes :

1) La spécification de la fonction de demande, 2) la catégorie de visiteurs à prendre en considération, et 3) l'estimation économétrique. Ces problèmes amènent à faire un choix parmi diverses options, choix pouvant affecter directement l'estimation du surplus des consommateurs.

La difficulté de spécification de la fonction de demande vient du choix des variables indépendantes. La théorie économique veut qu'on inclue tous les coûts de déplacement, y compris la valeur du temps utilisé pour l'aller-retour au lieu de détente. Or la plupart des auteurs ne prennent en compte que les coûts marginaux, c'est-à-dire seulement la différence de coût entre voyager ou ne pas voyager. Il y a plusieurs façons d'estimer le coût marginal d'utilisation des véhicules personnels. On ne sait pas bien si l'on ne doit y inclure que l'essence et le péage ou s'il faut également prendre en compte l'amortissement et l'assurance du véhicule. Les études menées en Espagne proposent plusieurs grilles d'évaluation. Ainsi Riera *et al.* (1994) aboutissent à 10 ou 15 pesetas par km; Garrido *et al.* (1994) établissent un coût de 23 pesetas.

La seconde composante du coût de déplacement est la valeur qu'on accorde au temps, c'est-à-dire au temps passé dans le transport et au temps passé sur le lieu de détente. Les utilisateurs de cette méthode ne s'accordent ni sur la nécessité de retenir la valeur du temps comme variable indépendante ni sur son mode d'évaluation lorsqu'elle est prise en compte. Si l'on décide de donner une valeur au temps, elle ne peut être mesurée qu'en termes de coût d'opportunité (c'est-à-dire par rapport à sa valeur dans un usage alternatif).

La deuxième difficulté méthodologique de la MCD apparaît avec le choix de l'instrument de mesure le mieux adapté aux diverses catégories de visiteurs de la base de loisirs. On distingue d'abord les touristes d'un jour, venant de chez eux, visitant le parc et retournant chez eux. Pour ceux-là, on a très vite fait de fixer les coûts. Puis il y a les personnes qui effectuent la visite du parc parce qu'elles sont en vacances dans la région. Dans ce cas, l'ensemble des coûts recouvre non seulement les dépenses effectuées au cours de cette journée de visite mais également une partie du coût total des vacances. Le problème sera d'évaluer dans la totalité des dépenses la part consacrée à cette journée de visite. Dans cet article, nous avons fixé un pourcentage en divisant le coût total des dépenses par le nombre de jours passés dans la région, mais ce choix, tout comme les autres, se répercute sur les évaluations du surplus du consommateur. La troisième catégorie est celle des touristes qui, au cours d'un voyage, visitent plusieurs lieux, dont le parc que nous étudions. Dans ce cas-là, il est encore plus difficile de fixer la part du coût total de déplacement consacrée à cette visite. Un tiers des personnes interrogées dans le cadre de cette enquête se trouvaient être des visiteurs «multi-sites». Nous avons réduit de moitié leurs coûts de déplacement afin de tenir compte de ces voyages à objectifs multiples. Ce choix a aussi une incidence sur le résultat final.

Enfin nous avons rencontré des difficultés économétriques lorsque la variable dépendante, le nombre de déplacements, a une distribution non normale et tronquée. Une estimation des fonctions de demande par les moindres carrés simples donnerait alors des résultats faussés dans le sens d'une surestimation du surplus du consommateur (Smith et Desvougues, 1986 ; Hanley et Spash, 1993). Pour résoudre ce problème, il faut estimer la fonction de demande par le maximum de vraisemblance en adoptant une distribution de Poisson ou une distribution binomiale négative. Les deux variantes existent dans la littérature sur la MCD mais, comme on l'a vu, le choix-même d'une distribution influe sur l'évaluation finale.

La méthode d'évaluation contingente (MEC) est une méthode d'évaluation directe où l'on s'efforce d'obtenir une estimation des bénéfices, ou des coûts, d'une modification du niveau de fourniture d'un bien ou d'un service non marchand. Cette méthode permet d'évaluer les variations de bien-être. Sa simplicité, tout comme sa fiabilité, lorsqu'elle satisfait à un certain nombre de conditions, expliquent la vogue dont elle

jouit parmi les économistes (Mitchell et Carson, 1989). En fait, on y a beaucoup recouru au cours de la décennie écoulée pour évaluer les ressources naturelles car elle permet de mesurer les bénéfices d'usage et de non-usage. En revanche, elle a le grand défaut d'être très sensible à des réponses biaisées.

Mitchell et Carson (1989), Azqueta (1994) et Riera (1994) ont réparti en quatre groupes les types de biais les plus fréquents dans l'utilisation de la méthode d'évaluation contingente : des incitations à déformer les réponses (dans le sens où la personne interrogée ne déclare pas un vrai consentement à payer à cause d'une attitude stratégique et/ou par complaisance envers l'enquêteur et/ou l'institution enquêtrice); des indications de valeur implicites (quand, au lieu d'indiquer son vrai consentement à payer, elle utilise des valeurs et/ou des indications portées sur le questionnaire de façon à le déterminer); un scénario mal élaboré (erreur dans la spécification théorique ou celle des aménités ou encore dans l'appréciation du contexte de l'évaluation) ou des biais dans l'échantillon et/ ou dans l'agrégation (une mauvaise sélection de l'échantillon ne permet pas d'extrapoler à la population totale des valeurs non fiables).

Il y a également controverse sur un autre aspect, à savoir la façon de calculer le consentement à payer. Convient-il d'utiliser la moyenne ou la médiane? La plupart des travaux ont recours à la moyenne : mais il existe des arguments en faveur de la médiane. Le problème se résoud en utilisant le modèle de Hanemann où moyenne et médiane se confondent. S'appuyant sur la théorie de la maximisation de l'utilité aléatoire, le modèle d'Hanemann (1984, 1987) permet de mesurer le bien-être (par la moyenne et par la médiane) et utilisant des données de choix dichotomiques selon l'expression suivante :

$$E(\text{CAP}) = -\delta_0 / \delta_1$$

où δ_0 est le coefficient de la constante et δ_1 le coefficient de l'offre et la question d'évaluation du choix dichotomique dans un modèle dont c'est l'unique variable indépendante. Le problème empirique que soulève le modèle d'Hanemann est que la taille de l'échantillon nécessaire à des évaluations est si grande que le coût de l'étude peut être exorbitant.

TRAITEMENT DES DONNÉES ET ANALYSE EMPIRIQUE

Les données ont été obtenues grâce à une enquête conduite avec un questionnaire analogue à ceux utilisés dans des études antérieures (Rebolledo et Pérez y Pérez, 1994). Des modifications y ont été apportées pour en réduire la longueur et utiliser une formulation plus simple tout en respectant le contenu. Des enquêtes témoins ont été effectuées pour vérifier si les questions étaient bien comprises par les individus. Le ques-

tionnaire comporte 39 questions dont certaines sont subdivisées, ce qui porte à 54 le nombre total des variables par enquête. Il est divisé en parties. Dans la première partie, on cherche à savoir, en posant une série de questions aux visiteurs, comment ils ont connu le parc, combien de temps ils comptent y passer et comment ils en évaluent les caractéristiques. La seconde est consacrée à l'évaluation contingente ; on y présente un scénario d'évaluation, avant le passage à la question permettant de dresser une échelle d'évaluation des attraits que peut présenter le parc pour les visiteurs. Dans la troisième partie sont posées les questions indispensables à l'obtention des données de la méthode des coûts de déplacement ; on établit une distinction entre les visiteurs d'une journée et ceux qui passent leurs vacances dans la région. Enfin nous avons retenu des caractéristiques socio-économiques nous permettant de trier ces visiteurs et de corrélérer ces données avec les valeurs sélectionnées.

Le questionnaire a été distribué en cinq endroits du parc : le jardin botanique, le centre d'initiation à la nature, la vallée, la forêt et le parking⁽²⁾. Les individus enquêtés étaient âgés d'au moins 18 ans, on n'interrogeait qu'une seule personne pour les groupes, et c'était en général le chef qui répondait. L'échantillonnage était aléatoire ou par quotas et on effectuait le même nombre d'enquêtes par catégorie d'âge. Seul un tout petit nombre de personnes a refusé de répondre.

La taille de l'échantillon est conforme au tableau d'Atkinson-Colton. Pour obtenir une population illimitée en termes de probabilité, soit plus de 100 000 personnes (les informations sur le nombre de visiteurs parcourant chaque année le parc avoisinent ce chiffre) et une marge d'erreur de 5 %, il faut un échantillon de 400 personnes. Nous avons en l'occurrence distribué 402 questionnaires. L'enquête a eu lieu au printemps 1995, pendant les vacances de Pâques et durant les quatre fins de semaine autour de ces dates.

En ce qui concerne la méthode des coûts de déplacement individuelle, nous avons pris comme variable dépendante le nombre de personnes ayant visité le parc au cours des douze derniers mois. Le coût du déplacement au parc (eu égard aux diverses hypothèses sur les concepts relatifs aux coûts, à savoir la valeur des kilomètres parcourus) et les autres variables socio-démographiques, qui se sont avérées statistiquement significatives, ont été pris comme variables indépendantes.

Nous avons dû éliminer de l'échantillon disponible de 402 enquêtes les questionnaires retournés par deux visiteurs originaires, l'un des îles Canaries et l'autre d'Allemagne, car il était impossible d'évaluer le trajet qu'ils avaient effectué par rapport à ceux qu'avaient effectués le reste de

⁽²⁾ Ces cinq lieux ont été retenus afin de vérifier s'il y avait des écarts dans les évaluations dus à l'endroit du parc où l'enquête avait lieu. On ne constate aucun effet sur le consentement à payer.

l'échantillon. L'estimation s'est donc appuyée sur le dépouillement de 400 enquêtes.

Pour l'évaluation contingente, l'objectif était de trouver la valeur qu'attribuent les visiteurs à la satisfaction obtenue de leur passage. Le vecteur de paiement choisi était un droit d'entrée fictif dans le parc. Nous avons écarté des variantes telles que l'augmentation des impôts ou le don à une œuvre privée. La première variante aurait pu faire monter le taux de réponses protestataires et/ou celui des refus de répondre, alors que la société espagnole n'est pas coutumière de la seconde, pourtant largement répandue dans les autres pays.

Nous avons choisi une optique mixte en ce qui concerne le marché fictif. En optant pour un choix dichotomique, un prix d'entrée était proposé à la personne interrogée, prix qu'elle acceptait ou refusait. Cinq prix d'entrée ont été testés : 200, 400, 600, 800 et 1000 pesetas, correspondant aux valeurs obtenues avec le questionnaire ouvert utilisé lors de l'enquête témoin. Ensuite, au vu des premiers résultats, un deuxième questionnaire ouvert a été établi afin d'établir le consentement à payer maximum. En cas de réponse nulle, nous avons cherché à en comprendre les raisons pour distinguer les véritables réponses nulles des réponses de protestation.

Les résultats de la méthode des coûts de déplacement

Il faut noter que les données utilisées ont une distribution tronquée de valeur minimale égale à un pour la variable dépendante (nombre de trajets effectués au parc au cours des 12 derniers mois); nous n'avons donc dans nos statistiques que des gens qui visitent réellement le parc. Parmi les nombreux modèles à notre disposition, nous avons choisi la distribution de Poisson et la distribution binomiale-négative qui ont une forme fonctionnelle semi-logarithmique. La fonction de demande se présente comme suit :

$$TRIPS = \delta_0 + \delta_1 TOTALC + \delta_2 UNIVER + \delta_3 INCOME + \delta_4 AGE + \delta_5 SIMIAREAS + \varepsilon$$

TRIPS est le nombre de trajets effectués au parc au cours des douze derniers mois.

TOTALC est la dépense totale effectuée par le visiteur au cours de sa journée de loisirs pour se rendre au parc et revenir sur son lieu de résidence habituel. La dépense se définit comme suit :

$$TOTALC = TRAVELC + TTIME$$

où *TRAVELC* regroupe tous les frais engagés par le visiteur pour effectuer ce déplacement. On peut distinguer deux cas :

- a) la personne soumise à l'enquête a utilisé son véhicule personnel ;
- b) elle a utilisé un autre mode de transport.

Dans ce dernier cas, nous tenons compte de la somme indiquée par la personne interrogée et, dans le premier, nous évaluons les coûts comme suit :

TRAVELC : [(nombre de km parcourus le jour de la visite⁽³⁾ x 2) / 3,5)] multiplié par le coût en pesetas par kilomètre. Étant donné que plusieurs personnes peuvent voyager dans un seul et même véhicule, nous avons retenu un taux d'occupation de 3,5 personnes par véhicule. Le coût de chaque kilomètre parcouru a été estimé à 10, 15 et 24 pesetas⁽⁴⁾. Comme un tiers des visiteurs ont déclaré que la visite du parc n'était pas le but de leur voyage, les coûts de transport ont été multipliés par 0,5.

TTIME est la variable qui représente le coût d'opportunité du temps consacré au déplacement ce jour-là ; elle a été estimée en multipliant le temps de transport déclaré en heures par 0,1 fois le salaire horaire. Ce salaire horaire, lui, a été évalué à 1/160^e du revenu mensuel moyen déclaré par la personne.

UNIVER est une variable muette indiquant si la personne a un diplôme d'études supérieures ou non.

INCOM est la variable indiquant le niveau de revenu déclaré par la personne.

AGE est la variable qui indique son âge.

SIMAREAS est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 quand les visiteurs déclarent connaître des lieux identiques au parc de Bértiz et la valeur zéro dans le cas contraire.

Les résultats économétriques des différentes spécifications du modèle de demande figurent sur le tableau 1. Soulignons que tous les coefficients ont des signes conformes à ce qui peut être déduit de la théorie économique néo-classique. *TOTALC* prend un signe négatif, ce qui indique que le nombre de trajets au parc diminue lorsque le prix de la visite augmente. Cette variable est la plus importante de la régression, ou, tout au moins, celle qui a le plus d'influence sur le nombre de trajets effectués. Dans tous les cas, le nombre de trajets augmente quand le niveau de scolarisation (*UNIVER*) des visiteurs augmente et quand ils sa-

⁽³⁾ Pour les visiteurs d'un jour, il s'agit de la distance entre le domicile habituel et le parc et pour les visiteurs en vacances dans la région, c'est cette même distance, divisée par le nombre de jours passés dans la région.

⁽⁴⁾ Les chiffres correspondent à la typologie proposé par Bateman (1993) pour choisir les valeurs estimées des coûts de transport : a) les coûts perçus (essence), b) les coûts variables effectifs (essence et amortissement du véhicule) et c) le coût effectif total. Selon Bateman (1993) et selon Riera *et al.* (1994), on ne peut comparer les estimations des coûts de transport et celles de l'évaluation contingente qu'en choisissant la formule a) (coûts perçus).

vent que des zones de loisirs identiques (*SIMAREAS*) existent. La variable *AGE* est significative en distribution binomiale-négative mais non avec un modèle de Poisson. La variable *INCOME* est significative dans le cas du coût le plus modéré et pour la distribution de Poisson.

Si nous suivons le critère de la fonction de vraisemblance logarithmique, la distribution binomiale-négative s'adapte mieux à nos données et, si nous utilisons le coût le plus faible (10 pesetas/ km), le modèle TCM4 sera le meilleur des six modèles étudiés. Toutefois, il n'y a pas de différence très marquée avec le modèle TCM1 (distribution de Poisson et coût minimum).

En conclusion, les deux distributions s'ajustent bien aux données et, conformément à la littérature relative aux coûts de déplacement, la meilleure évaluation du surplus du consommateur sera faite à partir d'hypothèses basses, soit dans notre cas, pour un tarif de 10 pesetas/ km, tant pour une distribution binomiale-négative que pour une distribution de Poisson.

Tableau 1. Résultats économétriques des estimations de la fonction de demande

| | TCM1 | TCM2 | TCM3 | TCM4 | TCM5 | TCM6 |
|----------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| CONST. | 1,2930 (3,5) | 1,3599 (3,6) | 1,3937 (3,7) | 0,89683 (2,4) | 0,95129 (2,5) | 0,95960 (2,5) |
| TOTALC | -0,00267*** (10,0) | -0,00201*** (-10,2) | -0,00138*** (-10,2) | -0,00240*** (-19,0) | -0,00184*** (-20,5) | -0,00127*** (-22,0) |
| UNIVER | 0,39170*** (4,3) | 0,38960*** (4,3) | 0,38373*** (4,2) | 0,46165*** (5,2) | 0,46398*** (5,1) | 0,45792*** (5,1) |
| INCOME | 0,04172* (1,8) | 0,02938 (1,3) | 0,01820 (0,8) | 0,02661 (1,0) | 0,01321 (0,5) | 0,00124 (0,1) |
| AGE | 0,00574 (1,0) | 0,00550 (1,0) | 0,00564 (1,0) | 0,00991* (1,9) | 0,00996* (1,8) | 0,01053** (1,9) |
| SIMAREAS | 0,24306*** (2,6) | 0,24514*** (2,7) | 0,24641*** (2,7) | 0,16810* (1,7) | 0,17818* (1,8) | 0,18828* (1,9) |
| LOG-L | -442,6 | -441,2 | -441,4 | -352,9 | -351,9 | -352,1 |
| N | 400 | 400 | 400 | 400 | 400 | 400 |

TCM1= Totalc. 10 pesetas/ km et distribution de Poisson

TCM2=Totalc. 15 pesetas/km et distribution de Poisson

TCM3=Totalc. 24 pesetas/km et distribution de Poisson

TCM4=Totalc. 10 pesetas/km et distribution binomiale-négative

TCM5=Totalc. 15 pesetas/km et distribution binomiale-négative

TCM6=Totalc. 24 pesetas/km et distribution binomiale-négative

Les valeurs asymptotiques du *t* de Student sont entre parenthèses

***p > 0,01; ** p > 0,05; * p > 0,10

Estimation du surplus du consommateur

Une fois estimées les fonctions de demande pour le nombre de trajets au parc, la valeur d'usage du parc à des fins de loisirs est déterminée par le surplus net du consommateur (ou du visiteur). Pour une forme fonctionnelle semi-logarithmique correspondant à une distribution de Poisson ou une distribution binomiale-négative, le surplus du consommateur sera calculé comme suit :

$$E[CS] = -\lambda\delta_1$$

où λ est le nombre moyen de visites au parc au cours des douze derniers mois, soit dans notre cas 2,4 déplacements et δ_1 l'estimation du coefficient de la variable TOTALC. Cette estimation comporte un biais, décelé par Kealy et Bishop (1986), mais on peut tenter l'approximation suivante :

$$E[CS] \pm E[CS] \times [1/(t)^2]$$

où le t correspond au coefficient de TOTALC dans la fonction de demande. Les résultats des estimations du surplus des consommateurs figurent au tableau 2. On s'aperçoit que les estimations varient entre 898 pesetas et 1889 pesetas par déplacement selon les choix effectués.

Tableau 2.
Le surplus du consommateur selon les différentes spécifications (en pesetas)

| Spécification | Surplus du consommateur | Fourchette des SC |
|---------------|-------------------------|-------------------|
| TCM1 | 898 | 889-907 |
| TCM2 | 1 194 | 1 183-1 205 |
| TCM3 | 1 739 | 1 723-1 755 |
| TCM4 | 1 000 | 998-1 002 |
| TCM5 | 1 304 | 1 301-1 307 |
| TCM6 | 1 889 | 1 885-1 893 |

TCM1 = Totalc. 10 pesetas/ km et distribution de Poisson

TCM2 = Totalc. 15 pesetas/km et distribution de Poisson

TCM3 = Totalc. 24 pesetas/km et distribution de Poisson

TCM4 = Totalc. 10 pesetas/km et distribution binomiale-négative

TCM5 = Totalc. 15 pesetas/km et distribution binomiale-négative

TCM6 = Totalc. 24 pesetas/km et distribution binomiale-négative

Les résultats de la méthode d'évaluation contingente

En analysant simultanément les deux questions (choix alternatif et réponse libre), nous constatons que 92,5 % des visiteurs (372 personnes) sont disposés à payer une somme positive pour utiliser le parc à des fins de loisirs. 0,7 % (3 personnes) seulement des visiteurs sont incapables d'évaluer leur satisfaction et 6,7 % (27 personnes) expriment des protestations pour diverses raisons⁽⁵⁾ (tableau 3). On peut considérer ces

⁽⁵⁾ Dans les réponses de protestation, on note les arguments suivants : « on paye assez d'impôts », « le parc appartient à tout le monde », « c'est au gouvernement régional de payer », etc.

chiffres comme très satisfaisants car ils améliorent les résultats moyens obtenus dans ce genre d'étude (la part de réponses protestataires est traditionnellement de 20 à 25 % par échantillon, cf. Mitchell et Carson, 1989).

Tableau 3. Distribution du consentement à payer selon les questionnaires et les prix d'entrée de départ

| | Question dichotomique | Total | Question ouverte Prix d'entrée de départ | | | | |
|-------------------------|--------------------------|-------|---------------------------------------------|-----|-----|-----|------|
| | | | 200 | 400 | 600 | 800 | 1000 |
| CAP | 284 | 372 | 70 | 79 | 85 | 79 | 59 |
| Pas de CAP | 115 | 27 | 9 | 3 | 4 | 7 | 4 |
| Ne sait pas | 3 | 3 | 2 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| Taille de l'échantillon | 402 | 402 | 81 | 82 | 90 | 86 | 63 |

Ainsi, d'après le tableau 4, le consentement à payer moyen observé sur l'échantillon final (372 réponses), les non-réponses (3) et les réponses négatives (27) non comprises s'élève à 734 pesetas par visite (valeur qui se situe, pour un seuil de 5 %, dans la fourchette de 667-800 pesetas).

Tableau 4.
Consentements à payer moyens observés dans les deux échantillons

| Echantillon | Réponses de protestation | Echantillon final | CAP moyen* | Niveau de signification (fourchette de 5 %) |
|-------------|--------------------------|-------------------|------------|---------------------------------------------|
| 402 | 30 | 372 | 734 | 667-800 |

* en pesetas

Modélisation de la question dichotomique

Nous analyserons le test dichotomique en nous référant au modèle de Hanemann pour estimer le consentement à payer ; nous nous efforcerons également de trouver les caractéristiques socio-économiques qui affectent sa valeur lors de l'utilisation effective du parc. Tout d'abord, on constate un faible taux de rejet de cette question : il n'y a que 30 personnes (7,4 % de l'échantillon total) qui émettent une réponse de protestation, rejetant par là le marché hypothétique.

Les résultats du modèle d'Hanemann appliqués aux données du choix dichotomique figurent sur le tableau 5. Comme δ_0 et δ_1 ont respectivement une valeur de 2,2685 et $-0,0022026$, en utilisant le modèle d'Hanemann, nous arrivons à estimer le consentement à payer pour l'usage du parc du Señorío de Bértiz à des fins de loisirs à :

$$E(\text{CAP}) = 2,2685 / 0,0022026 = 1,029 \text{ pts.}$$

Tableau 5.
Modèle logit pour
questionnaire
dichotomique sans
variables socio-
démographiques

| Variable | Coefficient* |
|-----------|-----------------------|
| Constante | 2,2685 (7,342) |
| SBID | - 0,0022026 (-5,0) |

Log-L = - 226, 0879
 $\chi^2 = 27,063$
 N = 399 ⁽⁶⁾

* Les valeurs du *t* de Student sont entre parenthèses

Après avoir établi les mesures globales des valeurs d'usage, nous allons tenter de vérifier la validité des résultats obtenus en modélisant la question dichotomique afin de déterminer l'importance relative que le prix d'entrée de départ ainsi que les autres critères socio-économiques des personnes interrogées ont sur la probabilité qu'une personne accepte l'offre initiale. Pour ce faire, nous avons essayé plusieurs modèles, en y introduisant un plus ou moins grand nombre de variables selon leur portée statistique tout en s'efforçant de trouver le meilleur modèle avec le *t* de Student. Nous avons fini par adopter le modèle suivant :

$$CAP = f(\beta_0, \beta_1 SBID, \beta_2 AGE, \beta_3 REGION, \beta_4 DSATISF, \beta_5 MREASON, \epsilon)$$

où :

SBID est une variable discrète correspondant au prix de départ annoncé dans la question dichotomique. Elle peut prendre cinq valeurs différentes.

AGE est l'âge de la personne interrogée.

REGION indique si la personne habite à proximité du parc (provinces de Navarre ou de Guipuzcoa).

DSATISF est une variable discrète comprise entre zéro et dix qui indique la valeur qu'attribuent les visiteurs à leur visite.

MREASON est une variable muette qui indique si la visite du parc a été la raison principale du déplacement.

Les résultats figurant au tableau 6 attestent que les différentes variables prennent le signe attendu. Cela étant, seule la variable *DSATISF* est d'un signe positif, ce qui signifie que le consentement à payer croît avec le degré de satisfaction retiré de la visite du parc. Toutes les autres variables ont un signe négatif et donc, si le principal motif du déplacement n'est pas la visite du parc, si le prix initial proposé est plus élevé et si la personne interrogée n'habite pas à proximité du parc, on a la plus

⁽⁶⁾ Nous avons éliminé de l'échantillon les trois questionnaires dont les réponses étaient : « je ne sais pas », « je ne réponds pas »...

grande probabilité d'avoir une réponse négative à la question dichotomique.

Tableau 6.
Modèle logit avec variables sociodémographiques pour le questionnaire dichotomique

| Variable | Coefficient* |
|-------------------|--------------------------|
| Constante | 2,3819 (1,996) |
| <i>SBID</i> | - 0,0031821 (- 5,855) |
| <i>AGE</i> | - 0,031619 (- 2,381) |
| <i>REGION</i> | - 0,773914 (- 2,352) |
| <i>DSATISF</i> | 0,29777 (2,0426) |
| <i>MREASON</i> | - 0,57507 (- 2,0096) |
| Log-L = - 175,73 | |
| $\chi^2 = 58,449$ | |
| N = 399 | |

* Le *t*-statistique de Student est entre parenthèses

Selon le critère du *t* de Student, la variable qui influence le plus la décision de payer ou non est la proposition de prix initiale, qui est statistiquement significative au niveau de 1 %. Toutes les autres variables sont significatives à 5 %. En fin de compte, le modèle logit choisi indique un taux estimatif de 61,9 % de réponses négatives au questionnaire dichotomique.

La modélisation de la question ouverte

En ayant recours à la fois au choix dichotomique et à la question ouverte pour évaluer le consentement à payer, nous pouvons construire une variable continue qui nous donne la valeur d'usage attribuée à la visite du parc. Comme cela a été indiqué plus haut, 92,7 % des visiteurs lui confèrent une valeur positive avec un consentement à payer de 734 pesetas. Comme précédemment, nous nous sommes efforcés de déterminer les caractéristiques sociodémographiques susceptibles d'expliquer le consentement à payer maximum pour une utilisation du parc à des fins de loisir. Nous avons donc essayé différents modèles avec plus ou moins de variables sociodémographiques selon leur signification statistique. Le modèle sélectionné, estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCS), avec une spécification semi-logarithmique de la variable dépendante, peut s'écrire comme suit :

$$USEVALUE = f(\beta_0, \beta_1 SBID, \beta_2 DSATISF, \beta_3 MREASON, \beta_4 AGE, \varepsilon)$$

où :

SBID est une variable discrète qui indique le prix initial proposé en premier dans le questionnaire dichotomique; il peut prendre cinq valeurs différentes : 200, 400, 600, 800 et 1000 pesetas.

DSATISF est une variable discrète de zéro à dix qui montre à quel degré les personnes interrogées ont apprécié leur visite.

MREASON est une variable muette indiquant si le déplacement avait comme principale raison la visite du parc.

AGE est une variable continue qui donne l'âge de la personne soumise à enquête.

Les résultats de cette spécification sont présentés dans le tableau 7. Eu égard aux signes du coefficient, nous avons constaté que la variable *MREASON* prenait un signe négatif; cela indique que le consentement à payer pour l'utilisation du parc diminue si le but du voyage n'est pas de visiter le parc. Par ailleurs, la variable *DSATISF* prend un signe positif ce qui montre que lorsque le degré de satisfaction des visiteurs augmente, ils sont disposés à payer plus pour la visite. La variable *AGE* prend aussi un signe positif, il y a donc une relation positive entre l'âge et le consentement à payer.

Tableau 7.
Modèle MCS avec
variables socio-
démographiques

| Variable | Coefficient |
|------------------------------|---------------------|
| <i>CONSTANTE</i> | -560,8 (1,6) |
| <i>SBID</i> | 0,68473*** (5,8) |
| <i>AGE</i> | 9,153*** (2,9) |
| <i>DSATISF</i> | 57,093** (1,9) |
| <i>MREASON</i> | -117,799* (-1,7) |
| F = 12,674 | |
| R ² = 0,1214 | |
| Adj. R ² = 0,1118 | |

* Les valeurs du *t* de Student sont entre parenthèses

*** $p > 0,01$; ** $p > 0,05$; * $p > 0,10$

Enfin, le coefficient de la variable du prix initial est très significatif. Il pourrait donc y avoir un biais lié à cette variable. Même en admettant qu'on ne trouve là aucun biais, comment être sûr qu'il n'y en ait pas ailleurs? On peut arriver à détecter des biais stratégiques ou des biais de complaisance en dépouillant les questionnaires. Mais, en supposant que le chercheur ne soit pas l'enquêteur, comment le biais de l'enquêteur pourrait-il se refléter dans le choix des données finales? Le même rai-

sonnement s'applique aux erreurs d'échantillonnage : même en donnant des instructions correctes aux enquêteurs, il subsiste toujours une part de subjectivité. Le même phénomène s'observe quand on choisit le vecteur de paiement et le type du questionnaire.

REMARQUES FINALES

L'évaluation des bénéfices collectifs tirés de l'utilisation du Parc naturel du Señorío de Bértiz à des fins de loisirs participe des difficultés communes aux évaluations de ressources naturelles dans la mesure où il n'existe pas de marchés sur lesquels ces biens seraient échangeables. Les méthodes mises en œuvre permettent d'approcher la valeur économique des fonctions de loisir qu'ont les actifs environnementaux, mais il est impossible de considérer les chiffres obtenus comme rigoureusement exacts.

Les résultats obtenus pour le Parc naturel du Señorío de Bértiz sont corroborés par le fait que l'évaluation contingente fournit des estimations plus faibles que la méthode des coûts de déplacement, tandis que cette dernière fournit des estimations plus sensibles aux hypothèses retenues. En retenant trois hypothèses différentes pour la tarification du kilométrage, nous constatons qu'elles affectent l'estimation du surplus du consommateur.

L'analyse empirique reposant sur l'application des données de choix dichotomique du modèle d'Hanemann donne une estimation de la valeur d'usage de l'ordre de 1029 pesetas par visite ; toutefois ce résultat ne peut être considéré comme fiable en raison d'un trop petit nombre d'observations. Pour surmonter cette difficulté, en prenant d'un côté les données de la question de choix dichotomique et de l'autre celles de la question ouverte, nous avons réussi à calculer un consentement à payer moyen qui se situe dans une fourchette de 667 à 800 pesetas. L'estimation du surplus de consommateur par la méthode des coûts de déplacement varie de 998 à 1002 pesetas ou de 889 à 907 pesetas, selon la distribution retenue et en optant pour les coûts de déplacement les plus faibles (10 pesetas le kilomètre). Ce résultat concorde avec la comparaison entre les deux techniques, effectuée par Carson *et al.* (1996).

Eu égard au fait que le parc reçoit en moyenne quelques 100 000 visiteurs par an et que le surplus moyen du consommateur, en retenant l'hypothèse la plus basse, serait de 800 pesetas par visite, nous pouvons avancer en conclusion que les bénéfices collectifs tirés de l'utilisation du parc à des fins de loisirs s'élèveraient en fin de compte à 80 millions de pesetas par an. Dans une analyse coûts-bénéfices destinée à évaluer la politique de conservation du parc, il faudrait ajouter à ces valeurs de loisir, des valeurs de non usage et de marché, valeurs que notre étude n'a pas

prises en compte, et les comparer aux coûts directs et indirects de conservation du parc.

(Traduit de l'anglais par E. N. Rivkine)

BIBLIOGRAPHIE

- AZQUETA (D.), 1994 — *Valoración económica de la calidad ambiental*, Madrid, McGraw-Hill.
- AZQUETA (D.), PÉREZ y PÉREZ (L.), (eds.) 1996 — *Gestión de espacios naturales. La demanda de servicios recreativos*, McGraw-Hill.
- BATEMAN (I.), WILLIS (K.) (eds.) 1995 — *Valuing Environmental Preferences: Theory and Practice of the Contingent Valuation Method in the US, EC and Developing Countries*, Oxford University Press.
- BATEMAN (I.), 1993 — Valuation of the Environment, Methods and Techniques: Revealed Preferences Methods, in: TURNER (R.K.), ed. *Sustainable Environmental Economics and Management. Principles and Practice*, London, Belhaven Press.
- BROMLEY (D. W.) (ed), 1995.— *Handbook of Environmental Economics*, Oxford, Blackwell Publishers.
- CARSON (R. T.), FLORES (N.), MARTIN (K.), WRIGHT (J.), 1996 — Contingent valuation and revealed preference methodologies: comparing the estimates for quasi-public goods, *Land Economics*, 72 (1), pp. 80-99.
- CARSON (R.), CARSON (N.), ALBERINI (A.), FLORES (N.), WRIGHT (J.), 1995 — A bibliography of contingent valuation studies and papers, La Jolla, Natural Resources Damages Assessment.
- GARRIDO (A.), GOMEZ (J.), DE LUCIO (J.V.), MUGICA (M.), 1994 — Aplicación del método del coste de viaje a la valoración de « La Pedriza » en el Parque regional de la Cuenca Alta del Manzanares en la provincia de Madrid, in: AZQUETA (1994).
- HANEMANN (W. M.), 1984 — Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses, *American Journal of Agricultural Economics*, 66 (3), pp. 332-341.
- HANEMANN (W. M.), 1987 — Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete response data reply, *American Journal of Agricultural Economics*, 69 (1), pp. 185-186.

- HANLEY (N.), SPASH (C.), 1993 — *Cost-benefit Analysis and the Environment*, Aldershot, Edward Elgar Pub. Ltd.
- KEALY (M. J.), BISHOP (R. C.), 1986 — Theoretical and empirical specifications issues in travel cost demand studies, *American Journal of Agricultural Economics*, 68, pp. 660-667.
- MITCHELL (R. C.), CARSON (R. T.), 1989 — *Using Surveys to value Public Goods. The Contingent Valuation Method*, Washington, Resources for the future.
- NAVRUD (S.), 1992 — *Pricing the European Environment*, Oslo, Scandinavian University Press.
- REBOLLEDO (D.), PÉREZ Y PÉREZ (L.), 1994 — Valoración contingente de bienes ambientales. Aplicación al Parque Natural de la Dehesa del Moncayo, working paper 94/6, Servicio de Investigación Agraria, Gobierno de Aragón.
- RIERA (P.), 1994 — *Manual de Valoración Contingente*, Madrid, Instituto de Estudios Fiscales.
- RIERA (P.), DESCALZY (C.), RUIZ (A.), 1994 — El valor recreativo de los espacios de interés natural en España. Aplicación de la valoración contingente y el coste de desplazamiento, *Revista Española de Economía*, Monográfico de Economía y Medioambiente, abril, pp. 207-229.
- SMITH (V. K.), DESVOUGES. (W.), 1986 — *Measuring Water Quality Benefits*, Boston, Kluwer.