

Évaluation contingente de l'usage récréatif d'une réserve naturelle humide

*Lucinio JÚDEZ,
Rosario de ANDRÉS,
Carlos PÉREZ HUGALDE,
Elvira URZAINQUI,
Miguel IBÁÑEZ*

Contingent valuation of the recreational use of a wetland

Key-words:

contingent valuation method, single dichotomous choice, interviewer effect, seasonal effect, welfare measure, recreational use value, Spain.

Summary — This paper presents a procedure used to estimate the recreational use value of “Tablas de Daimiel” National Park by applying the Contingent Valuation Method (CVM) with single dichotomous choice, using the truncated mean as welfare measure. This valuation is based on 433 interviews of visitors made during the spring and summer 1996. The sample allocation among the bids offered in the surveys is based on the Duffield and Patterson’s method which allows to get the minimal variance of the truncated mean estimator.

The recreational values of the Park are not significantly different for the two periods in which the surveys have been carried out. Finally, the tests to study the “interviewers effect” and to analyse the relations between the willingness to pay (WTP) and various interviewees’ features don’t invalidate the procedure adopted to determine the recreational use value of this National Park.

Évaluation contingente de l’usage récréatif d’une réserve naturelle humide

Mots-clés:

méthode d’évaluation contingente, choix dichotomique simple, effet des enquêteurs, effet de la période d’évaluation, mesure de bien-être, valeur récréative, Espagne.

Résumé — Cet article présente une procédure permettant d’obtenir la valeur récréative du Parc national des Tablas de Daimiel, par la méthode d’évaluation contingente (MEC) avec choix dichotomique simple, et en utilisant la moyenne tronquée comme mesure de bien-être. Cette évaluation a été faite à partir de 433 enquêtes directes auprès des visiteurs du Parc, durant le printemps et l’été 1996. La répartition de l’échantillon entre les valeurs proposées dans les enquêtes se base sur la méthode de Duffield et Patterson qui permet d’obtenir la variance minimale de l’estimateur de la moyenne tronquée.

Les valeurs récréatives du Parc national ne sont pas significativement différentes pour les deux périodes au cours desquelles les enquêtes ont été réalisées. Finalement, les tests effectués sur l’« effet des enquêteurs » et à partir de l’analyse des relations entre le consentement à payer (CAP) et certaines caractéristiques des enquêtés n’invalident pas la méthode.

* *Département d’économie et sciences sociales agricoles de l’Université polytechnique de Madrid, Escuela técnica superior de ingenieros agrónomos, Ciudad Universitaria, 28040 Madrid.*

e-mail : Ljudez@eco.etsia.upm.es ; Hulgade@eco.etsia.upm.es ; Mibanez@eco.etsia.upm.es

** *Institut d’économie et géographie du CSIC, c/ Pinar, 25, 28006 Madrid.*
e-mail : RAGB@ieg.csic.es ; eurzainqui@ieg.csic.es

LES Tablas de Daimiel, situées dans la province de Ciudad Real (Espagne), constituent un des rares écosystèmes caractéristiques de la plaine centrale de la Péninsule ibérique. Elles sont le résultat du débordement du fleuve Guadiana (eau douce) et de la rivière Cigüela (eau salée) provoqué par l'absence de dénivèlement sur le terrain.

Déclarées Parc national en 1973 ⁽¹⁾, les Tablas s'étendent sur 1928 hectares. Une couverture végétale constituée de plantes submergées, palustres et d'autres plantes adaptées à la salinité du sol des îles et des rives s'y est développée. Elle présente un habitat particulier pour la faune caractéristique de ce milieu aquatique. L'abondance et la diversité de cette faune justifient son prestige international, que reflète son appartenance à la liste des Zones humides naturelles de la Convention de Ramsar. L'Union européenne les a incluses dans les Zones de protection spéciale pour les oiseaux qui y trouvent des conditions idéales, en hiver, de nidification et de repos au cours de leurs longs voyages migratoires, ou encore pour un séjour permanent.

La superficie inondée des Tablas de Daimiel dépend en grande partie des eaux souterraines accumulées dans son aquifère. Or celles-ci subissent les effets des prélèvements d'eau effectués dans une vaste zone de cultures irriguées, pouvant même être éloignée de l'espace protégé. Cette pratique constitue la principale menace de destruction irréversible de l'espace, elle exige des mesures urgentes de protection.

Dans ce sens, toute stratégie de conservation du Parc rend nécessaire une évaluation en termes économiques des flux de services fournis par celui-ci. La valeur monétaire des services récréatifs proposés à ses visiteurs est l'une des composantes de la valeur économique totale des flux en question. Pour évaluer ces services qui n'ont pas de prix de marché, on peut utiliser la méthode d'évaluation contingente (MEC), qui est par ailleurs la plus fréquemment employée pour évaluer les ressources environnementales.

De nombreuses études ont utilisé l'évaluation contingente ⁽²⁾ ; nombre d'entre elles sont citées dans les références des travaux de Mitchell et Carson (1989), Bateman et Turner (1993) et Bjornstad et Kahn (1996). Cette dernière étude, plus récente, est particulièrement orientée vers les applications de l'évaluation aux ressources environnementales ⁽³⁾.

⁽¹⁾ *Journal officiel*, n° 181 du 30 juillet 1973.

⁽²⁾ La première étude d'évaluation contingente est attribuée à Davis (1963). Celle de Bonnieux *et al.* (1995) inclut un bref exposé sur le développement historique de la MEC dans différents pays, et signale qu'en France les premières applications datent de 1990. En Espagne, la première étude est faite également en 1990 et correspond au travail de Riera (1993).

⁽³⁾ Pour une synthèse critique de la MEC, voir Willinger, 1996.

De façon synthétique, l'application de la méthode repose sur la réalisation d'une enquête destinée à déterminer le montant monétaire que les personnes interrogées consentiraient à payer pour le bien que l'on veut évaluer.

Plusieurs types de questions permettent de mesurer le consentement à payer (CAP) des personnes interrogées. Les plus fréquemment utilisés sont : la question ouverte, la question fermée de choix dichotomique, la carte de paiement et l'enchère⁽⁴⁾.

L'utilisation de ces deux derniers types n'est pas très recommandable. Celui de la carte de paiement, comme l'indique Schuman (1996, p. 87), membre du panel NOAA⁽⁵⁾, introduit un biais qui incite les enquêtés à préférer certaines valeurs offertes et à en rejeter d'autres. L'abandon, signalé par Turner *et al.* (1994, p. 127), du procédé de l'enchère, qui fut très utilisé durant les années 80, est dû au biais important que subit la déclaration du CAP de l'enquêté à travers l'offre de départ (« *starting bid* » ou « *starting point* »), et qui a été mis en évidence par Boyle *et al.* (1985).

L'objectif fondamental de cette étude est d'obtenir la valeur d'usage récréatif du Parc national de Tablas de Daimiel au moyen de la MEC avec choix dichotomique simple, qui est d'ailleurs la méthode recommandée par le panel NOAA⁽⁶⁾.

Dans ce travail, nous développons des aspects méthodologiques tels que l'allocation optimale de l'échantillon entre les valeurs proposées aux enquêtés ainsi que la planification des enquêtes qui nous a permis d'analyser l'influence des enquêteurs et de la période à laquelle l'enquête a été réalisée. Ces aspects, en général, ne sont pas traités dans les applications de la MEC.

⁽⁴⁾ Pour une brève description de ces questions, voir le travail déjà cité de Bonnieux *et al.* (1995).

⁽⁵⁾ Le rapport du panel NOAA (*National Oceanic and Atmospheric Administration*) du ministère du Commerce des États-Unis (Arrow *et al.*, 1993), élaboré sous la direction des Prix Nobel K. Arrow et R. Solow, contient des recommandations pour l'application de la MEC.

⁽⁶⁾ Cette méthode consiste à proposer à l'interviewé de payer, pour le bien que l'on souhaite évaluer, une valeur choisie au hasard dans un ensemble de valeurs fixées, a priori, pour qu'il réponde si « oui » ou « non » il serait disposé à le payer. Le type de question avec choix dichotomique double constitue un développement de la question dichotomique simple. On propose à l'interviewé l'option suivante : pour chaque valeur de choix simple, si sa réponse est « oui », on lui offre une nouvelle valeur plus élevée et si sa réponse est « non », on lui offre une nouvelle valeur inférieure. Cette procédure peut néanmoins produire de graves incohérences (voir McFadden, 1994) et Schuman (1996) recommande qu'elle ne soit pas utilisée tant que de nouveaux travaux ne permettent pas son application de façon satisfaisante.

CARACTÉRISTIQUES DES VISITEURS DES TABLAS DE DAIMIEL

Au total, 433 enquêtes ont été réalisées pour l'évaluation contingente avec choix dichotomique. Sur ces 433 enquêtes, 200 ont été faites au printemps et 233 en été.

Les valeurs en pesetas (1FF = 25 pesetas) proposées dans les enquêtes correspondent au vecteur de valeurs suivant : (100, 200, 300, 400, 600, 1000, 2000).

Les valeurs de ce vecteur ont été décidées de façon empirique ⁽⁷⁾ à partir des informations recueillies pour un travail réalisé durant l'hiver 1995-1996 à partir de 153 enquêtes ⁽⁸⁾.

Les personnes ont été interrogées après leur visite du Parc. On leur a posé la question suivante : « *En fonction du plaisir que vous avez eu à visiter le Parc, accepteriez-vous de payer b_i pesetas de droits d'entrée au Parc national des Tablas de Daimiel ?* ». La valeur b_i correspondait à une valeur prise au hasard parmi les éléments du vecteur de valeurs cité précédemment.

Outre cette question, l'enquête recueillait les caractéristiques habituelles qui permettent de faire un portrait socio-économique des enquêtés, leurs motivations pour visiter le Parc, et leur opinion sur certains aspects de la visite ⁽⁹⁾. L'annexe 1 présente les résultats les plus importants de l'enquête, sur lesquels nous ferons quelques commentaires.

Les aspects les plus importants du point de vue socio-économique sont :

- Les visiteurs enquêtés sont en majorité des hommes (68,6 %) et sont relativement jeunes : en effet près de 62 % ont moins de 40 ans et 14,3 % seulement ont plus de 50 ans.
- Une autre caractéristique importante des visiteurs est leur niveau élevé de formation : 45,3 % déclarent avoir fait des études universitaires, 30,5 % ont un niveau moyen d'études (secondaires et formation professionnelle), et 24,2 % des enquêtés ont suivi des études primaires.
- La répartition par classes de revenus disponibles indique le faible pourcentage de visiteurs ayant un niveau élevé de revenus (17 % seulement possèdent des revenus supérieurs à 250 000 PTA). La moyenne des

⁽⁷⁾ La comparaison de ce vecteur avec d'autres vecteurs de valeurs a été réalisée dans Judez *et al.* (1997b).

⁽⁸⁾ Ce travail a été publié dans Judez *et al.* (1997a).

⁽⁹⁾ Il faut dire également qu'après avoir manifesté son accord ou son refus de payer la valeur offerte dans la question dichotomique, l'enquêté était interrogé sur le montant exact qu'il consentirait à payer. Cette information permet d'obtenir la valeur récréative des Tablas à travers une variante du procédé de l'enchère, bien que, comme nous l'avons signalé, ce ne soit pas un procédé recommandable.

revenus des visiteurs est de 172 100 PTA environ ⁽¹⁰⁾, ce qui peut être considéré comme un niveau moyen de revenus.

– Les visiteurs du Parc habitent dans leur majorité Madrid et sa province (31,4 %) ainsi que la province de Ciudad Real (22,4 %). Les autres visiteurs sont originaires de points géographiques plus éloignés : principalement les provinces de Barcelone, Valence, et Biscaye. Il s'agit de zones densément peuplées dont plusieurs villes figurent parmi les plus importantes d'Espagne.

– Le moyen de transport utilisé est surtout le transport privé, essentiellement la voiture (97,9 %). Ses occupants, dans la plupart des cas, sont deux adultes, conducteur et passager. Pour une majorité (67 %), la visite au Parc dure moins de deux heures.

Des réponses aux questions posées sur les motivations des visiteurs pour se déplacer vers la région de Daimiel, nous pouvons conclure que pour 91 % des enquêtés la visite du Parc national constitue le but principal du voyage réalisé : désir de connaître un paysage singulier (68,6 %), intérêt pour la protection de l'environnement (argument exprimé dans 12,7 % des cas).

En ce qui concerne l'opinion des enquêtés sur les Tablas, l'analyse des réponses met en évidence :

– Un niveau élevé de satisfaction par rapport à la visite : 75 % des enquêtés se déclarent très satisfaits ou assez satisfaits, de même que la quasi totalité des enquêtés exprime son souhait de revenir visiter le Parc.

– Un manque de connaissances des enquêtés que dénote la question concernant les actions menées dans le Parc pour en préserver le paysage. En effet, un grand nombre d'entre eux (41,6 %) ne répond pas. Moins de 25 % considèrent que le travail réalisé est important ou très important, alors que seulement 3,5 % pensent qu'il est très important.

Nous signalerons finalement que sur les 433 enquêtes, seulement 366 sont exploitables ⁽¹¹⁾ pour estimer la valeur récréative des Tablas de Daimiel. La méthodologie et les résultats de cette estimation sont présentés dans les points suivants.

⁽¹⁰⁾ Le calcul a été fait en associant à chacune des classes les plus désagrégées de revenus la valeur centrale de l'intervalle de la classe, et à la classe ouverte des revenus les plus élevés 425 000 PTA. Les 10 classes de revenus prises en compte par l'enquête sont, en pesetas : 0, 1-50 000, 50 001-100 000, 100 001-150 000, 150 001-200 000, 200 001-250 000, 250 001-300 000, 300 001-350 000, 350 001-400 000 et plus de 400 000.

⁽¹¹⁾ 67 enquêtes ont été écartées car les personnes interrogées donnent une réponse de protestation à la question sur le CAP (« *Je paye assez d'impôts comme ça* », « *la nature est à tout le monde* », ...) ou ne répondent pas à la question.

MÉTHODOLOGIE

Nous présenterons tout d'abord l'expression et les caractéristiques de la mesure de bien-être que nous avons employée dans cette étude. Nous indiquerons par la suite comment la répartition de l'échantillon entre les différentes valeurs offertes a été réalisée. Finalement, nous exposerons le procédé utilisé pour l'estimation de la mesure de bien-être et nous mentionnerons les tests de validation effectués.

Mesure de bien-être (« *welfare measure* »)

La mesure de bien-être retenue pour cette étude est la moyenne tronquée (« *truncated mean* »), dont l'expression est :

$$m_T = \int_0^T [1 - F(b)] db \quad (1)$$

où $F(b)$ est la fonction de répartition du CAP et T est le point de troncature.

Cette mesure était déjà utilisée dès les premiers travaux d'évaluation contingente avec choix dichotomique (Bishop et Heberlein, 1979). Cependant, elle a été critiquée par Boyle *et al.* (1988); selon leurs arguments, il ne s'agit pas d'une véritable moyenne. Le travail de Duffield et Patterson (1991) signale néanmoins que l'expression (1) correspond à la moyenne de la loi tronquée du CAP pour les valeurs 0 et T ⁽¹²⁾.

Cette mesure de bien-être a été utilisée fréquemment dans l'évaluation contingente (outre les travaux que nous avons déjà indiqués, nous pouvons citer ceux de Bishop *et al.*, 1983; Sellar *et al.*, 1985 et Ready et Hu, 1995). Comme le signalent Duffield et Patterson, elle peut être considérée comme un compromis entre la moyenne et la médiane, mesures dont l'adoption suscite une certaine controverse dans les études d'évaluation contingente (voir par exemple Hanemann, 1988). Par ailleurs, Duffield et Patterson mettent en évidence le fait que la moyenne tronquée présente les trois caractéristiques que doit offrir une mesure de bien-être : consistance théorique, efficacité statistique et propriétés d'agrégation.

Allocation optimale de l'échantillon par rapport aux valeurs

Pour un vecteur de valeurs donné, les mêmes auteurs cités précédemment déduisent le vecteur des tailles des sous-échantillons ($n_1, n_2, \dots, n_p, \dots, n_j$) qui minimise une approximation de la variance d'un estimateur

⁽¹²⁾ Pour une définition de loi tronquée, voir notamment Gourieroux et Montfort (1989, pp. 525-526).

de la moyenne tronquée avec la contrainte du coût total d'échantillonnage. Dans l'hypothèse où toutes les enquêtes ont le même coût unitaire, la contrainte du coût total est équivalente à la contrainte d'un nombre total d'enquêtes, n , c'est-à-dire: $\sum_{i=1}^s n_i = n$. Dans ce cas, l'approximation de la variance mentionnée ci-dessous est :

$$V(\hat{m}_T) = \sum_{i=1}^s (\Delta b_i)^2 \pi_i (1 - \pi_i) / n_i \quad (2)$$

où: s = numéro de valeurs du vecteur de valeurs

$$\Delta b_i = (b_{i+1} - b_{i-1})/2 \quad i = 2, 3, \dots, s-1$$

$$\Delta b_1 = b_i - (b_2 - b_1)/2$$

$$\Delta b_s = (b_s - b_{s-1})/2 + (T - b_s), \quad T \leq b_s$$

$$\pi_i = \text{Prob}(CAP > b_i) = 1 - F(b_i)$$

et \hat{m}_T est l'estimateur non paramétrique de m_T proposé par Duffield et Patterson :

$$\hat{m}\tau = \sum_{i=1}^s (\Delta b_i) p_i$$

où les p_i sont les proportions de réponses « oui » pour les valeurs offertes b_i .

La minimisation de l'expression (2) avec la contrainte du nombre total d'enquêtes permet d'obtenir les tailles optimales des sous-échantillons, n_i .

$$n_i = n^* \frac{(\Delta b_i) \sqrt{\pi_i(1 - \pi_i)}}{\sum_{i=1}^s (\Delta b_i) \sqrt{\pi_i(1 - \pi_i)}} \quad (3)$$

Pour déterminer les n_i , nous pouvons remplacer dans (3) les π_i par leurs estimations, p_i .

Dans notre cas, les n_i optimaux ont été obtenus dans la première phase de l'étude, à partir des p_i résultant des 167 enquêtes exploitables de l'ensemble des 200 réalisées au printemps 1996 ⁽¹³⁾, et en supposant un nombre total final d'enquêtes de 400.

Compte tenu de ce résultat, 233 enquêtes ont été réalisées en été, réparties entre les valeurs offertes de sorte que les enquêtes d'été complètent celles du printemps, afin de réaliser le nombre optimal d'enquêtes pour chaque valeur. Bien que les n_i optimaux obtenus au printemps ne garantissent pas qu'il s'agisse des mêmes n_i optimaux dont on disposera une fois toutes les enquêtes réalisées; en ce qui nous concerne, nous verrons par la suite que ces n_i sont très proches dans les deux cas.

⁽¹³⁾ Les 33 enquêtes exclues sont celles qui contiennent une réponse de protestation ou une non-réponse à la question sur le CAP.

Estimation de la mesure de bien-être et valeur récréative des Tablas de Daimiel

Dans une première approximation, l'estimation de la mesure de bien-être se fera à partir de l'estimateur \tilde{m}_T dont l'expression est la suivante :

$$\tilde{m}_T = \int_0^T [1 - \hat{F}(b)] db \quad (1)$$

où $\hat{F}(b)$ est un estimateur de maximum de vraisemblance de la fonction de répartition du CAP.

Pour l'estimation de $\hat{F}(b)$, des modèles probit et logit ont été ajustés sous leur forme standard et leur forme logarithmique ⁽¹⁴⁾. Dans tous les cas, la variable explicative était la valeur offerte, b_j , et la variable expliquée était la dichotomique (de valeur 0 si la réponse de l'enquêté à la valeur b_j était « oui », et de valeur 1 si la réponse était « non »).

En comparant la qualité d'ajustement de ces modèles par rapport aux données, nous avons décidé de retenir comme fonction de répartition du CAP la forme log-logistique provenant du modèle log-logit ⁽¹⁵⁾.

L'intervalle de confiance de la mesure de bien-être sera estimé à partir de son erreur standard estimée par bootstrap (voir Efron et Tibshirani, 1993) à partir de 1000 échantillons aléatoires, le nombre d'observations dans chaque échantillon étant égal à celui qui est utilisé pour l'estimation de m_T . Le procédé bootstrap que nous avons suivi pour obtenir des échantillons artificiels est celui qui est utilisé dans d'autres études d'évaluation contingente (Duffield et Patterson, 1991 ; Cooper, 1993 ; Alberini, 1995). Dans ce procédé, on considère que le nombre de réponses « oui » aux n_j questions sur le consentement à payer une valeur b_j suit une loi binomiale de paramètres (n_j, π_j) ⁽¹⁶⁾.

Pour obtenir la valeur récréative totale des Tablas de Daimiel, nous multiplierons l'estimation de la mesure de bien-être par le nombre de visiteurs. Celui-ci a été comptabilisé par les responsables de l'administration du Parc national depuis 1980.

Nous signalerons finalement que nous avons également estimé le modèle log-logit avec d'autres variables explicatives, x , en plus de la valeur

⁽¹⁴⁾ Pour une introduction à ces modèles, voir Dobson (1990). Pour plus d'information, voir Maddala (1983).

⁽¹⁵⁾ Nous signalerons que les niveaux d'ajustement des modèles probit et logit sous leur forme standard sont largement inférieurs à celui qui a été retenu. Les modèles probit et logit sous leur forme logarithmique ont pratiquement la même qualité d'ajustement aux données. Nous avons retenu le dernier, dont l'utilisation est plus simple. En ce qui concerne l'intérêt du modèle logit, qui est très fréquemment utilisé dans l'évaluation contingente, voir Seller *et al.* (1986).

⁽¹⁶⁾ Pour un exposé clair et synthétique, voir surtout la référence de Duffield et Patterson.

offerte aux enquêtés. Cette estimation sera utilisée, d'une part, pour étudier la validité de l'évaluation, comme nous le commenterons au point suivant, et, d'autre part, pour obtenir une autre estimation de la mesure de bien-être. Cette estimation se fera en utilisant la fonction de distribution $F(b, \mathbf{x})$ pour les valeurs moyennes des éléments du vecteur \mathbf{x} , comme cela se fait habituellement dans l'évaluation contingente (voir Langford et Bateman, 1993).

Tests de validation

Selon Schuman (1996), pour évaluer les résultats provenant des études d'évaluation contingente, il faut différencier la fiabilité de la validité de la méthode. La fiabilité correspond à « *la cohérence des résultats obtenus lorsqu'ils se répètent dans le temps ou dans une autre dimension lorsque l'on considère qu'il n'a pas dû y avoir de changements* ». La validité, selon Schuman, se fonde sur le fait qu'un instrument (dans notre cas, il s'agira de la technique d'évaluation contingente) doit être capable de mesurer réellement ce pourquoi il a été conçu ⁽¹⁷⁾.

Sur l'ensemble des tests qui peuvent être effectués, nous réaliserons dans cette étude un test de fiabilité afin de vérifier s'il existe ou non des différences significatives entre le CAP manifesté par les enquêtés et la période à laquelle l'enquête a été faite (printemps et été). Nous ferons également deux tests de validité : le premier pour analyser l'influence possible des enquêteurs sur les réponses des enquêtés au sujet du CAP ; le deuxième, qui est un test de validité théorique, vérifie, au moyen d'un modèle économétrique, si les relations entre le CAP et d'autres variables qui découlent des différentes caractéristiques des enquêtés sont celles auxquelles on peut s'attendre à partir de considérations théoriques.

RÉSULTATS ⁽¹⁸⁾

Allocation optimale du nombre des enquêtes

Comme nous l'avons déjà indiqué précédemment, l'allocation optimale de l'échantillon pour chacune des valeurs s'est faite avant de réaliser les enquêtes d'été, à partir donc des 167 enquêtes de printemps. En pourcentage, cette répartition est : (5, 5, 4, 7, 16, 37, 26) ⁽¹⁹⁾.

⁽¹⁷⁾ Voir Desvougues *et al.* (1996) pour une typologie des tests de validité analysée dans le détail.

⁽¹⁸⁾ Les estimations des modèles ont été faites en utilisant SAS. Le bootstrap a été programmé en SAS par les auteurs.

⁽¹⁹⁾ Le vecteur de tailles des sous-échantillons utilisés pour faire les enquêtes de printemps a été obtenu avec l'équation (3) utilisant une fonction de répartition log-logistique ajustée aux données du pre-test.

Les 233 enquêtes d'été ont été réparties entre les valeurs de sorte que l'on a fait pour chaque valeur un nombre total d'enquêtes, n_j , égal au nombre optimum. C'est-à-dire pour avoir sur le total de 400 enquêtes (167 exploitables de printemps plus les 233 à réaliser pendant l'été) un vecteur de tailles des sous-échantillons de (20, 20, 16, 28, 64, 148, 104).

Les non-réponses et les réponses de protestation écartées, 366 enquêtes seulement se sont avérées exploitables pour estimer la mesure de bien-être, et la répartition en pourcentage des enquêtes entre les différentes valeurs n'a pas de fait été exactement celle que l'on recherchait ⁽²⁰⁾.

Le tableau 1 montre quatre répartitions des 366 enquêtes entre les valeurs offertes: i) l'optimale conformément à l'expression (3) et aux p_j obtenus à partir du nombre total d'enquêtes exploitables, ii) la distribution recherchée (l'optimale avec les données du printemps), iii) la distribution obtenue en tenant compte des enquêtes rejetées, et iv) celle qui correspond à une répartition égalitaire entre les valeurs. Ce tableau fournit également une estimation approximative de la variance de la moyenne tronquée calculée à partir de l'expression (2) avec les valeurs de p_j obtenues à partir des résultats des 366 enquêtes.

Ce tableau permet d'apprécier que la précision de l'estimation de la moyenne tronquée à partir des trois premières répartitions est pratiquement la même et que sa variance est dépassée de plus de 70 % par celle de la distribution égalitaire.

Tableau 1.
Estimations de la variance de l'estimateur de la moyenne tronquée pour l'échantillon obtenu et pour d'autres échantillons hypothétiques*

i	Valeur (b_j)	Allocation optimale	Allocation recherchée	Allocation obtenue	Allocation égalitaire
1	100	13	18	20	52
2	200	17	18	19	52
3	300	13	15	16	52
4	400	30	26	26	54
5	600	61	59	61	52
6	1000	140	135	138	52
7	2000	92	95	86	52
$V(\hat{m}_T)^{(a)}$		2195,28	2209,38	2218,05	3829,86
Indice de $V(\hat{m}_T)^{(b)}$		100,0	100,64	101,04	174,46

* Taille totale de l'échantillon : 366 et valeur de troncature $T = 2000$.

(a) Obtenue par l'expression (2), en remplaçant π_j par p_j , obtenu à partir des données recueillies au cours du printemps et de l'été.

(b) Indice = 100 pour la $V(\hat{m}_T)^{(b)}$ correspondant à l'allocation optimale.

⁽²⁰⁾ La répartition des réponses par rapport aux valeurs offertes se trouve dans l'annexe 3.

Estimation de $F(b)$

Comme nous l'avons signalé précédemment, parmi les fonctions de répartition dont l'ajustement a été testé à partir des données, on a retenu la forme log-logistique, dont les paramètres ont été estimés à partir d'un modèle log-logit. Le résultat de cette estimation, en regroupant les données, est le suivant :

$$\text{Logit}(\hat{\pi}_i) = -7,19 + 1,09LB_i \quad (5)$$

(- 6,39) (6,57)

log vraisemblance = - 225,53 observations = 366

déviance = 5,02 Prob (χ^2 (5) > 5,02) = 0,41

où :

$LB_i = \ln$ de la valeur b_i

$\hat{\pi}_i = 1 - \hat{F}(b_i)$

$\text{Logit}(\hat{\pi}_i) = \ln \frac{1 - \hat{\pi}_i}{\hat{\pi}_i}$

et où, en dessous des coefficients du modèle, entre parenthèses, on présente les valeurs de la statistique t correspondante.

Une première estimation de la mesure de bien-être et de la valeur récréative des Tablas de Daimiel

Même si par la suite nous obtenons une fonction de répartition du CAP en fonction d'autres variables, en plus de celle qui correspond à la valeur offerte, nous ferons, sur la base de l'estimation réalisée précédemment, une première estimation de la mesure de bien-être, à partir de son estimateur de maximum de vraisemblance, (expression (4)), et en prenant comme point de troncature, T , la valeur maximale proposée aux enquêtés ⁽²¹⁾.

La valeur résultante pour \tilde{m}_T , est de 943,4 PTA et l'estimation de l'erreur standard de \tilde{m}_T obtenue par bootstrap avec 1 000 échantillons de 366 observations est de 48,6 PTA. En partant de l'hypothèse que \tilde{m}_T suit une loi normale, l'intervalle de confiance de la mesure de bien-être sera : (1038,6 PTA ; 848,2 PTA) avec une probabilité de 95 %.

⁽²¹⁾ Cette valeur est souvent retenue pour la troncature de la distribution du CAP (voir, par exemple, Bateman *et al.*, 1995).

Le nombre annuel de visiteurs aux Tablas de Daimiel varie sensiblement d'une année sur l'autre ⁽²²⁾. La moyenne sur les cinq dernières années dont les chiffres sont disponibles (1992-1996) est de 86 270 personnes, ce qui conduirait à une valeur récréative des Tablas de Daimiel se situant entre 89,6 et 73,2 millions de PTA/an.

Dans le but d'analyser la stabilité et la validité de cette estimation, nous présenterons par la suite les résultats des tests de fiabilité et de validité effectués.

Influence de la période d'enquête et des enquêteurs

Dans notre sondage, deux facteurs ont été contrôlés : la période au cours de laquelle les personnes avaient été interrogées (printemps et été) et les enquêteurs.

L'existence d'une influence significative des enquêteurs sur la déclaration du CAP des enquêtés invaliderait le résultat de l'évaluation contingente.

L'ensemble des enquêtes a été réalisé par deux enquêteurs. Pour analyser l'« effet enquêteur », à chaque époque, les enquêtes correspondant à chaque valeur offerte ont été divisées en deux parties égales dont se chargeait un enquêteur différent. Par la suite, afin d'évaluer l'effet de chaque enquêteur de façon indépendante, on a numéroté au hasard l'ensemble des enquêtes qu'il devait faire. Ce numéro indiquait l'ordre suivi par chaque enquêteur pour effectuer ses enquêtes.

L'« effet enquêteur » ainsi que l'« effet période » sur le CAP des enquêtés sont étudiés à l'aide du modèle logistique suivant :

$$\text{Logit}(\hat{\pi}_i) = \alpha + \beta LB_i + \alpha_1 E_i + \beta_1 (E_i \times LB_i) + \alpha_2 P_i + \beta_2 (P_i \times LB_i) + \alpha_3 (E_i \times P_i) + \beta_3 (E_i \times P_i \times LB_i) \quad (6)$$

où α , α_1 , α_2 , α_3 , β , β_1 , β_2 , β_3 sont des paramètres à estimer et où :

$$E_i = \begin{cases} 1 & \text{si l'enquêté } i \text{ est questionné par l'enquêteur 1} \\ 0 & \text{si } i \text{ est questionné par l'enquêteur 2} \end{cases}$$

$$P_i = \begin{cases} 1 & \text{si } i \text{ est questionné en été} \\ 0 & \text{si } i \text{ est questionné au printemps} \end{cases}$$

Dans ce modèle, α_1 , α_2 et α_3 représentent respectivement les effets sur la constante du modèle, de l'enquêteur, de l'époque et de l'interaction enquêteur-époque. Les coefficients β_1 , β_2 et β_3 représentent ces effets sur le coefficient de la variable LB .

⁽²²⁾ Pour une étude détaillée de la série mensuelle depuis 1980, voir Judez *et al.* (1997a).

Le tableau 2 présente les estimations, avec des données individuelles, des paramètres du modèle.

Tableau 2. Estimation des paramètres du modèle (6)	Paramètre	Estimation	Statistique t	Probabilité de dépasser $ t $
	α	-4,48	-2,28	0,02
	β	0,70	2,37	0,02
	α_1	-3,53	-1,15	0,25
	β_1	-4,52	-1,40	0,16
	α_2	2,42	0,99	0,32
	β_2	0,52	1,14	0,25
	α_3	0,64	1,33	0,18
	β_3	-0,05	-0,97	0,33
Log vraisemblance = -223,97		Nombre d'observations = 366		

Ce tableau montre que seules les estimations de α et β sont significatives, nous en déduisons qu'il n'y a pas d'effets sur la fonction de répartition du CAP, ni des enquêteurs ni de la période pendant laquelle les enquêtes ont été réalisées ⁽²³⁾.

On constate aussi la stabilité des résultats, pour le printemps et pour l'été, en observant la proximité des estimations de la moyenne tronquée dans ces deux périodes : 950,9 PTA au printemps et 942,54 PTA en été.

Enfin, nous signalerons que la cohérence des résultats de l'évaluation contingente dans le temps a été mise en évidence dans d'autres études citées dans Desvougues *et al.* (1996). Dans notre cas, cette stabilité semble montrer que l'évaluation récréative des Tablas de Daimiel est indépendante du paysage et du climat qui les caractérisent en été et au printemps.

Tests de validité théorique et moyenne conditionnelle du CAP

La constatation de relations cohérentes entre certaines caractéristiques des enquêtés et leur déclaration de CAP est une condition nécessaire pour garantir la validité théorique de l'évaluation contingente.

Nous avons analysé ces relations à l'aide d'un modèle log-logit ayant la même variable expliquée que le modèle (6) ainsi que, dans une première étape, les variables explicatives figurant au tableau 3.

⁽²³⁾ Cette constatation peut également se faire à partir d'un test de rapport de vraisemblance en comparant les modèles (5) et (6).

L'estimation des paramètres du modèle est présentée à l'annexe 2. Cette dernière nous permet de déduire que, dans notre cas, le CAP des visiteurs des Tablas de Daimiel, en plus d'être indépendant de l'enquêteur et de la période à laquelle l'enquête a été conduite, est également dépourvu d'une relation significative avec: la distance par rapport au lieu d'origine du visiteur, le nombre de jours passés à visiter la zone, s'il est accompagné ou non d'enfants durant la visite du Parc, l'âge, le sexe et la fréquence de ses visites au Parc dans l'année.

Tableau 3.
Variables explicatives
du modèle log-logit

Variable	Codification
Logarithme de la valeur offerte	Continue
Période	1= été 0= printemps
Enquêteur	1= enquêteur 1 0= enquêteur 2
Logarithme des revenus (*)	Continue
Distance par rapport au lieu d'origine	Continue
Jours de visite dans la zone	Continue
Visite avec des personnes de moins de 15 ans	1= oui 0= non
Motifs de la visite	0= protec. de l'environ. 1= autres
Logarithme du temps de visite	Continue
Visite très satisfaisante	1= oui 0= non
Visite assez satisfaisante	1= oui 0= non
Visite pas trop ou pas du tout satisfaisante	0 dans tous les cas
Âge	Continue
Études primaires	1= oui 0= non
Ét. secondaires ou formation professionnelle	1= oui 0= non
Études universitaires	0 dans tous les cas
Sexe	1= femme 0= homme
N'a pas visité le Parc auparavant	1= oui 0= non
A visité le Parc 1 fois dans l'année	1= oui 0= non
A visité le Parc 2 fois dans l'année	1= oui 0= non
A visité le Parc plus de 2 fois dans l'année	0 dans tous les cas

(*) Valeurs centrales des 10 classes considérées. On a assigné à la classe « sans revenus » 1 PTA pour obtenir une valeur finie du logarithme.

Le niveau d'études et le temps consacré à la visite du Parc ont un niveau de signification situé entre 5 et 10%. L'élimination des variables non significatives pour un niveau de signification de 5% et la réalisation d'un nouvel ajustement ont fait apparaître le niveau d'études comme une variable non significative. L'estimation des paramètres du modèle logit avec les variables significatives figure dans le tableau 4.

Ce tableau montre que le signe des coefficients des variables – revenus, motif de la visite, degré de satisfaction par rapport à la visite et temps consacré à la visite – ayant un effet significatif sur le CAP est théorique-

ment correct ⁽²⁴⁾. En effet, le signe négatif du coefficient d'une variable continue, comme par exemple le revenu, montre que pour une valeur offerte donnée et pour un niveau déterminé des autres variables, la proportion de personnes qui acceptent la valeur s'accroît à mesure que la valeur de la variable augmente. Pour les variables dummy, un coefficient négatif met en évidence que l'acceptation à payer une valeur déterminée est plus grande pour les enquêtés de la modalité 1 de la variable dummy que pour ceux de la modalité 0. Et inversement dans le cas où le coefficient de la variable dummy est positif.

Tableau 4.
Estimation
des paramètres
du modèle logit
avec sept variables
explicatives

Variable (*)	Estimation paramètre	Statistique <i>t</i>	Probabilité de dépasser $ t $
Constante	-6,13	3,29	0,001
Log de la valeur offerte	1,58	6,56	0,0001
Log des revenus	-0,10	2,33	0,020
Motifs de la visite	0,99	2,21	0,027
Très satisfait par la visite	-3,64	7,22	0,0001
Assez satisfait par la visite	-2,22	4,99	0,0001
Log temps consacré à la visite	-0,39	2,12	0,034
Log de vraisemblance = -145,78		Observations = 325	

(*) La codification des variables figure au tableau 3.

En ce qui concerne les relations mises en évidence, nous soulignerons le fait que le consentement à payer une valeur déterminée est supérieur pour les personnes qui déclarent s'intéresser à la protection des espaces naturels (modalité 0 de la variable « motifs de la visite »). D'après ce résultat, on peut penser que les personnes affichant une sensibilité accrue à l'écologie sont disposées à payer davantage afin de profiter de cette ressource naturelle. Ce genre de test, comparant le CAP des écologistes et des non-écologistes, est l'un de ceux que propose Schuman (1996, p. 92) pour la validation des études d'évaluation contingente sur l'usage passif des ressources naturelles.

Nous signalerons enfin que l'estimation de la moyenne tronquée, m_T , en considérant la fonction de répartition du CAP conditionnée aux valeurs moyennes des variables explicatives différentes de la valeur offerte, est de 893,30 PTA et se situe donc dans l'intervalle de confiance obtenu précédemment.

⁽²⁴⁾ La variable dépendante du modèle est $ln = \frac{(1 - \pi_j)}{\pi_j}$, fonction décroissante de π_j , ce qui explique les signes du tableau 4.

CONCLUSIONS ET COMMENTAIRES

Pour déterminer la valeur récréative du Parc national des Tablas de Daimiel, nous avons utilisé la méthode de l'évaluation contingente avec choix dichotomique. A posteriori, nous avons constaté que la répartition obtenue sur notre échantillon entre les éléments du vecteur de valeurs offertes permet d'effectuer une estimation de la mesure de bien-être pratiquement aussi précise que celle qui aurait été obtenue avec une répartition optimale de l'échantillon. Ceci met en évidence l'efficacité du procédé suivi pour répartir l'échantillon entre les différentes valeurs offertes. Ce procédé consistait, dans une seconde phase d'enquêtes réalisées en été, à compléter les sous-échantillons de chaque valeur obtenue durant la première phase (printemps) pour arriver, avec l'ensemble des enquêtes, à une répartition optimale, déterminée en théorie à partir des données de la première phase.

Les tests de validité réalisés (tests sur l'effet des enquêteurs, analyse des relations entre le CAP et différentes caractéristiques des enquêtés) n'invalident pas les résultats obtenus dans ce travail. D'autre part, nous n'avons pas constaté de différences significatives de la valeur récréative du Parc national au cours des deux périodes durant lesquelles l'étude a été réalisée (printemps et été), en dépit des changements de paysage et de climat dans le Parc selon la saison.

La valeur récréative totale des Tablas de Daimiel résultant de notre travail est d'environ 81,4 millions de pesetas par an. Cette valeur totale a été déterminée à partir de la valeur par visite dont la moyenne est de 943,4 PTA avec un intervalle de confiance de 848,2 PTA – 1038 PTA, avec une probabilité de 0,95. Cette valeur est comparable à celles obtenues dans d'autres études sur la valeur récréative d'espaces naturels réalisées en Espagne. En effet, la valeur récréative moyenne par visite pour un ensemble des 7 travaux recueillis dans la méta-analyse de Leon (1997) est de 870 PTA.

D'autre part, la valeur obtenue est inférieure à celle qui se situe aux environs de 2 825 PTA de 1992 (avec un écart-type de 825 PTA) obtenue par Walsh *et al.* (1992)⁽²⁵⁾ pour les Etats-Unis comme valeur par jour de l'activité récréative liée à l'eau sous forme de pique-nique (qui, à notre avis, est l'activité qui se rapproche le plus de l'usage récréatif existant dans les Tablas de Daimiel). Cependant, il faut signaler que, comme cela est mis en évidence dans la méta-analyse de Brouwer *et al.* (1997), les valeurs des différentes fonctions des réserves naturelles humides aux Etats-Unis sont supérieures (presque le double, en moyenne, selon les auteurs) à celles que l'on obtient en Europe.

⁽²⁵⁾ Travail recueilli dans Amigues *et al.* (1995) qui présente une analyse détaillée sur l'évaluation de différentes utilisations de l'eau.

BIBLIOGRAPHIE

- ALBERINI (A.), 1995 — Optimal designs for discrete choice contingent valuation surveys: single-bound, double-bound and bivariate models, *Journal of Environmental Economics and Management*, 28, pp. 287-306.
- AMIGUES (J.-P.), BONNIEUX (F.), LE GOFFE (P.), POINT (P.), 1995 — *Valorisation des usages de l'eau*, Paris, Economica.
- ARROW (K.), SOLOW (R.), PORTNEY (P. R.), LEAMER (E. E.), RADNER (R.), SCHUMAN (H.), 1993 — *Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation. Report to the General Counsel of the US National Oceanic and Atmospheric Administration. Federal Register*, vol. 18, n° 10, pp. 4601-4614.
- BATEMAN (I. J.), TURNER (R. K.), 1993 — Valuation of the environment methods and techniques: the contingent valuation method, in: TURNER (Ed.). *Sustainable Environmental Economics and Management: Principles and Practice*, London, Belhaven Press.
- BATEMAN (I. J.), LANGFORD (I. H.), TURNER (R. K.), WILLIS (K. J.), GARROD (G. D.), 1995 — Elicitation and truncation effects in contingent valuation studies, *Ecological Economics*, 12, pp. 161-179.
- BISHOP (R. C.), HEBERLEIN (T. A.), 1979 — Measuring values of extra-market goods: are indirect measures biased? *American Journal of Agricultural Economics*, 61, pp. 926-930.
- BISHOP (R. C.), HEBERLEIN (T. A.), KEALY (M. J.), 1983 — Contingent valuation of environmental assets: comparisons with a simulated market, *Natural Resources Journal*, 23, pp. 619-633.
- BJORNSTAD (D. J.), KAHN (J. R.), (Eds), 1996 — *The Contingent Valuation of Environmental Resources*, Brookfield, Vermont, Edward Elgar.
- BONNIEUX (F.), LE GOFFE (PH.), VERMERSCH (D.), 1995 — La méthode d'évaluation contingente: application à la qualité des eaux littorales, *Économie et prévision*, n° 117-118, pp. 89-106.
- BOYLE (K. J.), BISHOP (R. C.), WELSH (M. R.), 1985 — Starting point bias in contingent valuation bidding games, *Land Economics*, 61 (2), pp. 188-194.
- BOYLE (K. J.), WELSH (M. R.), BISHOP (R. C.), 1988 — Validation of empirical measures of welfare change: comment, *Land Economics*, 64 (1), pp. 94-98.
- BROUWER (R.), LANGFORD (I. H.), BATEMAN (I. J.), CROWARDS (T. C.), TURNER (R. K.), 1997 — A meta-analysis of wetland contingent valuation studies, CSERGE Working Paper GEC, 97-20.

- COOPER (J. C.), 1993 — Optimal bid selection for dichotomous choice contingent valuation surveys, *Journal of Environmental Economics and Management* 24, pp. 25-40.
- DAVIS (R. K.), 1963 — Recreation planning as an economic problem, *Natural Resources Journal*, 3, pp. 239-249.
- DESVOUGES (W. H.), HUDSON (S. P.), RUBY (M. C.), 1996 — Evaluating CV performance: separating the light from the heat, in: BJORNSTAD et KAHN (Ed.), Brookfield, Vermont, Edward Elgar.
- DOBSON (A. J.), 1990 — *An Introduction to Generalised Linear Models*, London, Chapman and Hall.
- DUFFIELD (J.), PATTERSON (D.), 1991 — Inference and optimal design for a welfare measure in dichotomous choice contingent valuation, *Land Economics*, 67 (2), pp. 225-239.
- EFRON (B.), TIBSHIRONI (R. J.), 1993 — *An Introduction to the Bootstrap*, London, Chapman and Hall.
- GOURIEROUX CH., MONTFORT A., 1989 — *Statistique et modèles économétriques*, vol. 2, Paris, Economica.
- HANEMANN (M.), 1988 — Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses: reply, *American Journal of Agricultural Economics*, 71, pp. 1057-1061.
- JÚDEZ (L.), DE ANDRÉS (R.), LITAGO (J.), PÉREZ HUGALDE (C.), URZAINQUI (E.), 1997a — Evolución y características de los visitantes del Parque Nacional de las Tablas de Daimiel, *Capitale Naturelle e Ambiente*, Milano, Ed. Franco Angeli, pp. 619-653.
- JÚDEZ (L.), DE ANDRÉS (R.), LITAGO (J.), PÉREZ HUGALDE (C.), URZAINQUI (E.), IBÁÑEZ (M.), 1997b — Survey Design for Application of the Dichotomous Choice Contingent Valuation Method of Tablas de Daimiel National Park, Présenté à la XXIII Conférence IAAE, Sacramento, USA.
- KANNINEN (B. J.), 1995 — Bias in discrete response contingent valuation, *Journal of Environmental Economics and Management*, 28, pp. 114-125.
- LANGFORD (I. H.), BATEMAN (I. J.), 1993 — Welfare Measures for Contingent Valuation Studies. Estimation and Reliability, CSERGE, University of East Anglia, Norwich and University College, London.
- LEON (C. J.), 1997 — Evaluación Económica del Impacto Ambiental: ¿Medir o transferir? *Economistas*, 74, pp. 390-397.
- MADDALA (G. S.), 1983 — *Limited Dependent Variables and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge, Cambridge Univ. Press, MA.

- McFADDEN (D.), 1994 — Contingent valuation and social choice, *American Journal of Agricultural Economics*, 76, pp. 689-708.
- MITCHELL (R. C.), CARSON (R.), 1989 — *Using Surveys to Value Public Goods: the Contingent Valuation Method*, Resources for the Future, Washington.
- READY (R. C.), HU (D.), 1995 — Statistical approaches to the fat tail problem for dichotomous choice contingent valuation, *Land Economics*, 71 (4), pp. 491-499.
- RIERA (P.), 1993 — *Rentabilidad social de las infraestructuras. Las Rondas de Barcelona*, Madrid, Editorial Civitas.
- SAS INSTITUTE INC., (1990) — SAS/IML Software: Usage and Reference, Version 6, First Edition, Cary, NC, USA.
- SAS INSTITUTE INC., (1990) — SAS/STAT User's Guide, Version 6, Fourth Edition, Volume 2, Cary, NC, USA.
- SCHUMAN (H.), 1996 — The sensitivity of CV outcomes to CV survey methods, in: BJORNSTAD et KAHN (Eds), Brookfield, Vermont, Edward Elgar.
- SELLER (C.), STOLL (J. R.) et CHAVAS (J. P.), 1985 — Validation of empirical measures of welfare change: a comparison of nonmarket techniques, *Land Economics*, 61, pp. 156-175.
- SELLER (C.), CHAVAS (J. P.), STOLL (J. R.), 1986 — Specification of the Logit model. The case of valuation of nonmarket goods, *Journal of Environmental Economics and Management*, 13, pp. 382-390.
- TURNER (R. K.), PEARCE (D.), BATEMAN (I.), 1994 — *Environmental Economics*, London, Harvester Wheatsheat.
- WALSH (R. G.), JOHNSON (D. M.), MCKEAN (J. R.), 1992 — Benefit transfer of outdoor recreation demand studies, 1968-1988, *Water Resources Research*, 28, pp. 700-713.
- WILLINGER (M.), 1996 — La méthode d'évaluation contingente: de l'observation à la construction des valeurs de préservation, *Natures - Sciences - Sociétés*, 4 (1), pp. 6-22.

ANNEXE 1

Résultats de l'enquête auprès des visiteurs du Parc national des Tablas de Daimiel (exprimé en %)

LIEU DE RÉSIDENCE	NOMBRE DE JOURS CONSACRÉS AU VOYAGE ET AU SÉJOUR (en jours)	MOTIF DU VOYAGE DANS LA ZONE
- Ciudad Real et province 22,4	- 0 jour 19,9	- Visiter le Parc
- Madrid et provincia 31,4	- 1 jour 18,0	OUI 91,0
- Autres 46,2	- 2 jours 12,7	NON 8,8
	- 3 jours 9,5	SANS RÉPONSE 0,2
	- 4 jours 13,9	
	- plus de 4 jours 26,2	
MOYEN DE TRANSPORT UTILISÉ	NOMBRE DE PASSAGERS (pour le transport privé)	TEMPS UTILISÉ POUR ARRIVER AU PARC DEPUIS LE LIEU DE RÉSIDENCE HABITUEL
- Transport collectif 0,9	- Moins de 15 ans	- jusqu'à 1 heure 22,9
- Transport privé 97,9	0 65,6	- de 1 à 2 heures 25,4
- Autres 1,2	1 16,7	- de 2 à 3 heures 11,3
	2 11,2	- plus de 3 heures 40,4
	3 4,9	
	4 1,6	
	- Plus de 15 ans	
	0 5,8	
	1 45,6	
	2 15,5	
	3 23,0	
	4 10,1	
TEMPS CONSACRÉ A LA VISITE DU PARC	VISITE ANTÉRIEURE DANS LA ZONE ET DU PARC	NOMBRE DE VISITES DU PARC DES VISITEURS DE LA ZONE ET DU PARC
- jusqu'à 1 heure 25,9	- OUI Zone et Parc 34,2	- 1 fois 47,2
- de 1 à 2 heures 41,6	- OUI Zone et NON Parc 33,9	- 2 fois 12,9
- de 2 à 3 heures 14,5	- NI Zone Ni Parc 31,9	- 3 fois 8,8
- plus de 3 heures 18,0		- 4 fois 12,1
		- Plus de 4 fois 19,0

MOTIFS DE LA VISITE DU PARC		SATISFAIT DE LA VISITE DU PARC		À VOTRE AVIS, LE NIVEAU D'ACTIONS MENÉES POUR PRÉSERVER LE PARC A ÉTÉ :	
- Connaître un paysage singulier	68,6	- Très	29,3	- Très important	3,5
- Intérêt envers la protection de l'environnement	12,7	- Assez	45,7	- Assez important	20,8
- Marcher, profiter de l'air pur, autres	18,7	- Pas trop	21,9	- Peu ou absolument pas important	34,2
		- Pas du tout	3,1	- SANS RÉPONSE	41,5
PENSE REVENIR AU PARC		EST-CE QUE LES CULTURES IRRIGUÉES DE LA RÉGION ONT NUI A LA SITUATION DU PARC?		RAISONS DE L'INFLUENCE NÉGATIVE DES CULTURES IRRIGUÉES DANS LA RÉGION SUR LA SITUATION DU PARC :	
- OUI	92,1	- OUI	69,1	- Incidence négative sur la flore et la faune	35,3
- NON	7,9	- NON	16,9	- Incidence négative sur le niveau d'eau du Parc	6,5
		- SANS RÉPONSE	14,0	- Elles réduisent la disponibilité en eau pour d'autres usages	22,6
				- Autres raisons	3,7
				- SANS OBJET ou SANS RÉPONSE	31,9
SEXE					
- Femmes	31,4				
- Hommes	68,6				
ÂGE		REVENUS MENSUELS		NIVEAU D'ÉTUDES	
- Moins de 30 ans	25,6	- de 0 à 50 000 PTA	8,5	- Primaires	24,2
- de 30 à 40 ans	36,1	- de 50 001 à 150 000 PTA	32,1	- Secondaires	13,4
- de 40 à 50 ans	24,0	- de 150 001 à 250 000 PTA	31,9	- Formation professionnelle	17,1
- plus de 50 ans	14,3	- de 250 001 à 350 000 PTA	9,0	- Études universitaires	45,3
		- plus de 350 000 PTA	8,0		
		- SANS RÉPONSE	10,5		

ANNEXE 2

Estimation des paramètres du modèle logit (*)

Variable	Estimation du paramètre	Statistique <i>t</i>	Probabilité de dépasser $ t $
Constante	-5,62	-2,27	0,010
Logarithme de la valeur offerte	1,59	5,92	0,0001
Époque	0,38	1,09	0,277
Enquêteur	-0,20	-0,59	0,557
Logarithme des revenus (**)	-0,13	-2,52	0,012
Distance par rapport au lieu d'origine	-0,0002	-0,15	0,880
Jours de visite dans la zone	-0,02	-0,63	0,532
Visite avec des personnes de moins de 15 ans	0,22	0,62	0,534
Motifs de la visite	1,22	2,26	0,024
Logarithme du temps de visite	-0,38	-1,79	0,074
Visite très satisfaisante	-3,97	-6,80	0,0001
Visite assez satisfaisante	-2,36	-4,77	0,0001
Âge	0,001	0,07	0,944
Études primaires	-0,90	-1,94	0,053
Ét. secondaires ou formation professionnelle	-0,42	-1,03	0,305
Sexe	-0,44	-1,12	0,264
N'a pas visité le Parc auparavant	-0,14	-0,26	0,792
A visité le Parc 1 fois dans l'année	0,52	0,84	0,402
A visité le Parc 2 fois dans l'année	0,92	1,01	0,314
Log. vraisemblance = -140,47	Observations = 315		

(*) La codification des variables se trouve au tableau 3.

(**) Valeurs centrales des 10 classes considérées. On a assigné à la classe «sans revenus» 1 PTA pour obtenir une valeur finie du logarithme.

ANNEXE 3

Répartition des réponses, non-réponses et réponses de protestation des différentes périodes par rapport aux valeurs offertes

	Printemps				Été				Total			
	Oui	Non	Protestation et non-réponse	Total	Oui	Non	Protestation et non-réponse	Total	Oui	Non	Protestation et non-réponse	Total
100	10	1	1	12	9	0	0	9	19	1	1	21
200	6	2	2	10	9	2	1	12	15	4	3	22
300	8	2	2	12	6	0	0	6	14	2	2	18
400	11	5	2	18	5	5	2	12	16	10	4	30
600	14	15	7	36	15	17	3	35	29	32	10	71
1000	21	37	14	72	34	46	10	90	55	83	24	162
2000	12	23	5	40	12	39	18	69	24	62	23	109
Total	82	85	33	200	90	109	34	233	172	194	67	433