

Valoración del uso recreativo de un humedal español. Tests y comparación de diferentes métodos de valoración

L. JÚDEZ, M. IBÁÑEZ Y C. PÉREZ HUGALDE (*)

R. DE ANDRÉS, Y E. URZAINQUI (**)

J. FUENTES-PILA (***)

1. INTRODUCCIÓN

Las Tablas de Daimiel es un humedal situado en la región central de la Península Ibérica. Declarado Parque Nacional en 1973, su importancia ha sido internacionalmente reconocida al encontrarse en la relación de Zonas Húmedas Naturales del Convenio de Ramsar y tener el estatus de Zona Especial de Protección de Aves en la Unión Europea.

La superficie inundada de las Tablas de Daimiel depende en gran medida de las aguas subterráneas acumuladas en su acuífero. Éste se ve afectado por la extracción de agua que efectúan las explotaciones agrícolas de una amplia zona alrededor del humedal (1). Para la puesta en marcha de medidas de protección es recomendable, desde una perspectiva de desarrollo sostenible, estimar el valor económico total de las Tablas.

En este trabajo intentamos determinar solamente la parte de dicho valor que representa el uso recreativo.

La valoración del uso recreativo puede hacerse esencialmente utilizando el *método de valoración contingente* (MVC) o el *método del coste de*

(*) Escuela Técnica Superior de Ingenieros Agrónomos. Madrid.

(**) Instituto de Economía y Geografía. Consejo Superior de Investigaciones Científicas. Madrid.

(***) Escuela Universitaria de Ingeniería Técnica Agrícola. Madrid.

(1) Un amplio estudio sobre las distintas características de las Tablas de Daimiel se encuentra en: Álvarez Cobelas, M. y Cirujano, S. (1996).

viaje (MCV). El MVC se basa en la realización de encuestas para determinar el montante que los encuestados estarían dispuestos a pagar (2). En consecuencia, uno de los aspectos importantes en la aplicación del método es la pregunta que se hace al encuestado para determinar su *disposición a pagar* (DAP).

En síntesis, puede considerarse que en el MVC se han utilizado cuatro formatos de pregunta: i) la pregunta abierta («open ended»), ii) la carta de pago («payment card»), iii) la oferta iterativa («iterative bidding») y iv) la pregunta con formato dicotómico (simple o doble).

En el trabajo de Schuman (1996, p. 87) se señala que la carta de pago induce un sesgo en la declaración de la DAP por parte de los encuestados, que muestran sus preferencias por algunos de los precios propuestos en la carta en detrimento de otros. Por otra parte, el abandono del método de la oferta iterativa señalado por Turner *et al.* (1994, p. 127), que fue muy utilizado en los años 80, es debido al sesgo que ocasiona la oferta inicial («starting point» o «starting bid») sobre la declaración de la DAP por parte del encuestado. Este sesgo es puesto en evidencia en Boyle *et al.* (1985).

El formato dicotómico es el recomendado en el informe NOAA (3). En Hanemann *et al.* (1991) se demuestra que el formato dicotómico doble es más eficiente que el formato dicotómico simple. Sin embargo, McFadden (1994) ha puesto en evidencia la inconsistencia del formato dicotómico doble, y Schuman (1996, p. 88) desaconseja su utilización hasta que nuevos trabajos permitan su aplicación de forma satisfactoria.

El método del coste de viaje es un método indirecto de valoración en el que el coste en el que incurre el visitante de una determinada área se considera como una aproximación al precio de la actividad recreativa en esa área. Este método, sin embargo, presenta numerosos problemas de aplicación, por lo que algunos autores como Randall (1994) consideran que no es una técnica que deba utilizarse sola para evaluar el uso recreativo de un lugar.

(2) Entre los compendios teóricos, donde pueden igualmente encontrarse numerosas referencias de aplicaciones del método de valoración contingente, citaremos el de Mitchell y Carson (1989), y el más reciente, de Bjornstad y Kahn (1996) orientado hacia las aplicaciones del método a la valoración de recursos ambientales. El primer trabajo sobre este método se atribuye a Davis (1963). En España, el primer estudio corresponde al trabajo de Riera (1993). Por otra parte, León (1997) resume en un meta-análisis los trabajos de valoración de recursos naturales realizados en España. A estos trabajos añadiremos la referencia de Del Saz (1998), cuya valoración contingente integra un humedal.

(3) Este informe (Arrow *et al.*, 1993) elaborado bajo la dirección de los Premios Nobel K. Arrow y R. Solow contiene recomendaciones para la aplicación del MVC y constituye un texto de referencia esencial cuando se utiliza este método. En Willis (1995) se comentan las consecuencias de las recomendaciones de dicho informe sobre los trabajos de valoración con el MVC.

La valoración básica del uso recreativo de las Tablas de Daimiel se hará en este trabajo mediante el MVC con elección dicotómica. Dicha valoración se someterá a distintos tests de fiabilidad y validez. Las valoraciones mediante el MCV y mediante el MVC con pregunta abierta se utilizarán para llevar a cabo uno de los tests de validez, el de convergencia, de la valoración obtenida a través del MVC con elección dicotómica.

2. DATOS

El número total de encuestas realizadas para la valoración contingente con elección dicotómica fue de 433, de las cuales 200 se efectuaron en la primavera de 1996 y 233 en el verano del mismo año. Los precios, en pesetas, que se propusieron en las encuestas fueron los del vector de precios: 100, 200, 300, 400, 600, 1.000 y 2.000 (4). Los entrevistados, tras su visita al Parque, manifestaban si estaban dispuestos o no a pagar una determinada cantidad a partir de la pregunta siguiente: «De acuerdo con lo que ha disfrutado en su visita, ¿pagaría b_i pesetas de entrada al "Parque Nacional de las Tablas de Daimiel?"». El precio b_i correspondía a un precio extraído al azar entre los elementos del vector de precios mencionados anteriormente. En las mismas 433 encuestas se cumplimentaron las preguntas apropiadas para la valoración mediante el método del coste de viaje. Además de estas encuestas se realizaron 102 con pregunta abierta para el precio de entrada. En todas las encuestas, por otra parte, se recogieron los aspectos clásicos que permiten la caracterización socioeconómica de los entrevistados, los motivos de su visita al Parque y su opinión sobre determinados aspectos de la visita.

3. METODOLOGÍA

En primer lugar presentaremos la medida de bienestar que utilizaremos en este trabajo. A continuación señalaremos cómo se ha distribuido la muestra total entre los elementos del vector de precios y el procedimiento utilizado para la estimación de la medida de bienestar. Finalmente señalaremos los tests realizados para validar esta medida.

3.1. Medida de bienestar

La medida de bienestar retenida en este estudio es la media truncada («truncated mean»), m_T , utilizada frecuentemente en estudios de

(4) La determinación y las características de este vector se describen en Júdez et al (1997).

valoración contingente con elección dicotómica (5). Esta media tiene por expresión:

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

donde $F(b)$ es la función de distribución de la *DAP* y T es el valor de truncamiento. Esta media corresponde a la media de la *distribución censurada* de la *DAP* en los valores 0 y T . Esta medida es un compromiso entre la media y la mediana de la distribución de la *DAP*, medidas para cuya adopción, en los estudios de valoración contingente, existe una cierta controversia (ver por ejemplo Hanemann, 1988).

3.2. Asignación óptima de la muestra a los precios

Para un vector de precios determinado, en el trabajo de Duffield y Patterson (1991) se deducen los tamaños muestrales, n_i , a asignar a cada precio de modo que se minimice una aproximación de la varianza del estimador de la media truncada.

En el caso de existir la restricción del número total de encuestas, n , y suponiendo el mismo coste unitario, los valores de n_i son:

$$n_i = n \times \frac{(\Delta b_i) \sqrt{\pi_i (1 - \pi_i)}}{\sum_{i=1}^s (\Delta b_i) \sqrt{\pi_i (1 - \pi_i)}} \quad [2]$$

donde:

s = número de valores del vector de precios.

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

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

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

y

$$\pi_i = \text{Prob} (DAP \geq b_i) = 1 - F(b_i)$$

Para la determinación de los n_i pueden sustituirse en [2] los π_i por sus estimaciones, p_i , correspondientes a las proporciones de respuestas «sí» a los precios propuestos b_i (6).

En nuestro caso los n_i óptimos se obtuvieron en la primera fase del estudio a partir de los p_i resultantes de las 167 entrevistas útiles del

(5) El primer trabajo donde se utiliza esta medida de bienestar es el de Bishop y Heberlein (1979).

(6) Debemos señalar que, como se muestra en Júdez et al (2000), la distribución de la muestra entre los precios es más importante, para aumentar la precisión de la medida de bienestar, que los niveles de precios ofertados.

conjunto de las 200 realizadas en la primavera de 1996, y suponiendo un número total y final de encuestas de 400.

Con esta premisa, en verano se efectuaron 233 encuestas distribuyéndolas entre los precios propuestos de tal modo que las encuestas de verano complementasen a las de primavera, para obtener el número óptimo de encuestas para cada valor.

Aunque los n_i óptimos obtenidos en primavera no garantizan que sean los n_i óptimos cuando se dispone de todas las encuestas, en nuestro caso, estos n_i son muy próximos en ambos casos. Los obtenidos, en porcentaje, son: 5, 5, 4, 7, 16, 37, 26. Esta distribución de la muestra proporciona una varianza de la medida de bienestar de más de un 70 por ciento inferior a la correspondiente a una distribución igualitaria entre los precios (7).

3.3. Estimación de la medida de bienestar y valor recreativo de las Tablas de Daimiel

La estimación de la medida de bienestar se hará en una primera aproximación a partir del estimador \tilde{m}_T que tiene por expresión:

$$\tilde{m}_T = \int_0^T [1 - \hat{F}(b)] db \quad [3]$$

siendo un estimador de máxima verosimilitud de la función de distribución de la *DAP*.

Para la estimación de $\hat{F}(b)$ se experimentaron modelos *probit* y *logit* en su forma estándar y en su forma logarítmica (8). En todos los casos la variable explicativa fue el precio propuesto, b_i , y la explicada la dicotómica con valor 1 si la respuesta del entrevistado al precio b_i fue «sí» y 0 si la respuesta fue «no».

La comparación de la calidad del ajuste de estos modelos a los datos nos llevó a retener como función de distribución de la *DAP* la log-logística (9).

El intervalo de confianza de la medida de bienestar será estimado mediante *bootstrap paramétrico* (ver Efron y Tibshironi, 1993) a partir de 1.000 muestras, con un número de observaciones en cada mues-

(7) Ver más detalles en Júdez et al (1998).

(8) Una introducción a estos modelos se encuentra en Dobson (1990). Para un mayor desarrollo ver Maddala (1983).

(9) Señalaremos que los ajustes de los modelos *probit* y *logit* en su forma estándar son muy inferiores al retenido, sin embargo el modelo *probit* en su forma logarítmica produce una calidad de ajuste muy similar al log-logístico seleccionado. El uso más frecuente del modelo *logit* en la valoración contingente y su manejo más sencillo motivó nuestra preferencia respecto al modelo *probit*. Sobre el interés del modelo *logit* en la valoración contingente, ver Sellar et al. (1986).

tra igual al utilizado para la estimación de \tilde{m}_T aplicando el método estándar (hipótesis de normalidad) y el método de los percentiles. El procedimiento bootstrap que seguiremos para la obtención de muestras artificiales es el utilizado en otros estudios de valoración contingente (Duffield y Patterson, 1991; Cooper, 1993; Alberini, 1995), que se basa en la consideración de que el número de respuestas «sí» a las n_i preguntas sobre la disposición a pagar un precio b_i sigue una distribución binomial de parámetros n_i , π_i .

Para la obtención del valor recreativo total de las Tablas de Daimiel multiplicaremos la estimación de la medida de bienestar por el número de visitantes. Este número ha sido contabilizado por los responsables de la administración del Parque Nacional desde 1980.

Señalaremos finalmente que también estimaremos el modelo log-logístico con otras variables explicativas, x , además del precio ofrecido a los entrevistados. Esta estimación será utilizada, por una parte, para estudiar la validez de la valoración, como será comentado en el siguiente epígrafe y, por otra, para obtener la estimación de la medida de bienestar condicionada a los valores medios de x , como es normal en la valoración contingente (ver Langford y Bateman, 1993).

3.4. Tests de fiabilidad y validez

Siguiendo a Schuman (1996), para evaluar los trabajos de valoración contingente debe diferenciarse entre fiabilidad y validez. La fiabilidad corresponde a la «consistencia de los resultados que se obtienen cuando se repiten en el tiempo o en otra dimensión en la que se considera que no ha debido de haber cambios». En este trabajo examinaremos la consistencia de los resultados de la valoración del uso recreativo de las Tablas de Daimiel en los dos períodos en que se efectuaron las entrevistas.

La validez se refiere, según Schuman, al hecho de que un instrumento (en este caso será la técnica de valoración utilizada) mida lo que intenta medir. Nos basaremos en la tipología de tests de validez que proporciona Desvougues (1996) para exponerlos de manera sintética señalando cómo han sido aplicados en este trabajo.

3.4.1. *Tests del criterio de validez («criterion validity»)*

Consisten en comparar las estimaciones obtenidas a partir del mercado hipotético con algún valor objetivo, como puede ser el precio de mercado. En nuestro caso, aunque parece difícil llevar a cabo este

test, señalaremos, sin embargo, que el valor medio de la medida de bienestar obtenido en este trabajo no es muy diferente al precio de mercado de otros bienes comparables (p. e.: entrada a parques zoológicos).

3.4.2. *Tests de validez del contenido («content validity»)*

«El contenido de una encuesta de valoración contingente es válido si la encuesta es diseñada y realizada de modo que induzca a los encuestados a dar valores insesgados de su *DAP*».

Entre los posibles sesgos en la declaración de la *DAP* por los encuestados se encuentran los asociados con la credibilidad del escenario que deben evaluar y con el vehículo de pago utilizado en el mercado hipotético en que se basa la valoración contingente. En nuestro caso, pensamos que ni el escenario en que deben basarse los entrevistados para declarar su *DAP* (lo hacen tras la visita al Parque) ni el vehículo de pago (precio de entrada por el disfrute de la visita) deben producir sesgos importantes.

Otro posible sesgo es el de influencia de los encuestadores en las respuestas de los entrevistados. En nuestro caso el conjunto de las encuestas fue realizado por dos encuestadores. Para poder analizar el «efecto encuestador», en cada uno de los dos períodos en que se llevaron a cabo las entrevistas, las encuestas correspondientes a cada precio propuesto se dividieron en dos partes iguales asignando una parte a cada encuestador. Posteriormente el conjunto de las encuestas a efectuar por cada encuestador (con su precio de oferta correspondiente) se numeraron al azar. El orden de dichos números fue el orden en que cada encuestador cumplimentó las encuestas.

Finalmente señalaremos otro sesgo asociado con el formato de respuesta dicotómica utilizado en este trabajo. Se trata del efecto «yea-saying», que se traduce por un número de respuestas positivas anormalmente alto a los precios propuestos. En este trabajo trataremos este problema utilizando los modelos para respuestas naturales desarrollados en los ensayos biológicos (Finney, 1971) y que han sido aplicados recientemente a la valoración contingente (Kanninen, 1995). En esta aproximación se asume que en la población existe una proporción, γ , de «yea-saying» que va a responder de forma afirmativa cualquiera que sea el precio ofertado. Así, la probabilidad de obtener una respuesta positiva π_i^* , cuando se ofrece un precio b_i será:

$$\pi_i^* = (1 - \gamma) \pi_i + \gamma = \pi_i + \gamma (1 - \pi_i)$$

En este trabajo el parámetro γ y los parámetros de la función de distribución de la *DAP*, $F(b_i) = 1 - \pi_i$, serán obtenidos conjuntamente por máxima verosimilitud. Llamando $F^*(b_i)$ a la estimación de $F(b_i)$ así obtenida se estimará la medida de bienestar mediante la media m^* :

$$m^* = \int_0^{\infty} [1 - F^*(b_i)] \quad [4]$$

El intervalo de confianza de este estimador se obtendrá por bootstrap a partir de 1000 muestras, como en el caso de la media truncada (ver epígrafe 3.3).

3.4.3. *Tests de validez teórica («theoretical validity»)*

Tienen por objeto verificar si un valor particular es coherente con ciertas constataciones resultantes de consideraciones teóricas.

En este trabajo analizaremos mediante un modelo econométrico si las declaraciones de la *DAP* por parte de los entrevistados están relacionadas con otras variables de opinión y socioeconómicas (satisfacción por la visita, motivo de la visita, renta, ...) en el sentido que cabe esperar teóricamente.

3.4.4. *Tests de convergencia («convergent validity»)*

Entre estos tests se encuentran las comparaciones de las estimaciones obtenidas con distintos métodos de valoración. En este trabajo, los resultados obtenidos con el método de valoración contingente con elección dicotómica serán comparados con los obtenidos por el método del coste de viaje y por el de valoración contingente con pregunta abierta.

Método del coste de viaje

La determinación del valor del uso recreativo de un recurso natural mediante el MCV se basa en la estimación previa de una función de demanda de los servicios recreativos del recurso en cuestión.

Como se indicó anteriormente, la puesta en práctica del método presenta numerosos problemas (ver Randall, 1994 y McKean *et al.*, 1996), siendo la decisión para establecer las distintas componentes del coste de viaje uno de los aspectos más polémicos. Para llevar a cabo esta decisión nos hemos basado en la metodología propuesta por Bateman *et al.* (1996), que consiste en considerar distintos supuestos para el coste de utilización del vehículo que es el medio

esencial de desplazamiento a las Tablas de Daimiel (en este estudio los supuestos examinados han sido: 10, 15, 20 y 25 pta por km recorrido) y para el coste de oportunidad del tiempo invertido en la realización del viaje, que ha sido obtenido multiplicando el tiempo empleado por distintos porcentajes del salario-hora percibido por el visitante (los porcentajes experimentados han sido: 0, 5, 15, 20, 25, 30, 35 y 40). Todas las posibles combinaciones de dichos supuestos han sido utilizadas para obtener distintas medidas del coste total de viaje. Con cada una de estas medidas y con el resto de variables consideradas en la función de demanda (10) se ha procedido a la estimación de dicha función mediante el método de máxima verosimilitud. La medida de coste con la que se ha obtenido el mejor ajuste (que ha correspondido a un precio de 20 pta/km y 15 por ciento del salario horario) ha sido la seleccionada para llevar a cabo la valoración del uso recreativo de las Tablas de Daimiel. El salario-hora se ha calculado a partir del nivel de ingresos netos mensuales declarados por la persona encuestada como puede comprobarse en el cuadro 1.

Cuadro 1

ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD UTILIZANDO DISTINTAS DEFINICIONES DEL COSTE DE VIAJE

| Definición del coste de viaje seleccionado dentro de una misma categoría del coste de oportunidad del tiempo invertido en el viaje (% salario-hora) | GL | Log Verosimilitud |
|---|------------|-------------------|
| Porcentaje salario-hora: 40% Coste kilométrico: 25 pta | 354 | 265,84 |
| Porcentaje salario-hora: 35% Coste kilométrico: 25 pta | 354 | 268,03 |
| Porcentaje salario-hora: 30% Coste kilométrico: 25 pta | 354 | 270,01 |
| Porcentaje salario-hora: 25% Coste kilométrico: 25 pta | 354 | 271,63 |
| Porcentaje salario-hora: 20% Coste kilométrico: 25 pta | 354 | 272,59 |
| Porcentaje salario-hora: 15% Coste kilométrico: 20 pta | 354 | 272,69 |
| Porcentaje salario-hora: 10% Coste kilométrico: 15 pta | 354 | 272,67 |
| Porcentaje salario-hora: 5% Coste kilométrico: 10 pta | 354 | 271,72 |
| Porcentaje salario-hora: 0% Coste kilométrico: 10,15,20 ó 25 pta | 354 | 250,25 |

(10) La selección de variables se hizo con la definición más conservadora del coste de viaje que combina 25 pta/km, con un coste de oportunidad por hora invertida en el viaje de un 40% del salario/hora. Sólo se retuvieron variables con coeficientes significativamente distintos de cero con un nivel de significación inferior al 10%.

La estimación de la función de demanda se ha hecho bajo la hipótesis de que el número de visitas sigue una ley de Poisson de media λ_i (11) y que la función de demanda es del tipo:

$$\lambda_i = e^{\beta'x}$$

donde x es el vector de variables explicativas consideradas, entre las que se encuentra el coste de viaje (12), y β es el vector de coeficientes a estimar. Una base teórica para la utilización de modelos de Poisson en el método del coste de viaje se encuentra en Hellerstein y Mendelsohn (1993). La vulneración de la propiedad de igualdad entre la media y la varianza, propia de la distribución de Poisson, conduce a lo que se conoce con el nombre de «overdispersion». Este efecto ha sido estudiado, en este trabajo, a partir del test de Cameron y Trivedi (1990). En particular, llamando Y_i al número de visitas anuales del individuo i , se ha contrastado la hipótesis $H_0: \text{Var}(Y_i) = \lambda_i$ contra $H_1: \text{Var}(Y_i) = \lambda_i(1 + \alpha)$. El procedimiento propuesto por Cameron y Trivedi conduce, en el caso de rechazar H_0 , a la estimación del coeficiente $(1 + \alpha)$, lo que permite corregir los intervalos de confianza de los parámetros de la función de demanda obtenidos mediante la regresión de Poisson para tener en cuenta la sobredispersión («overdispersión»).

Valoración contingente con pregunta abierta

En este trabajo trataremos las encuestas realizadas con una pregunta abierta sobre la *DAP* de los encuestados como si éstos procediesen de dos subpoblaciones, una constituida por los visitantes que no están dispuestos a pagar nada ($DAP = 0$) y otra integrada por los visitantes que están dispuestos a pagar una cantidad positiva.

Así, la distribución de la *DAP* de los visitantes puede considerarse como una distribución de probabilidad mixta:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(DAP = 0) &= p & \text{si } w = 0 \\ (1 - p) f(w) & & \text{si } w \geq 0 \end{aligned}$$

donde p es la proporción de visitantes que no desean pagar nada y $f(w)$ es la función de densidad de probabilidad de la *DAP* de los visitantes dispuestos a pagar una cantidad positiva.

(11) Llamando β_j al coeficiente de dicha variable, el valor de uso recreativo por vehículo y visitas es $-1/\beta_j$.
 (12) La función de verosimilitud se ha establecido a partir de la muestra de visitantes (ver Shaw, 1988).

Este modelo de análisis de las respuestas a la pregunta abierta en los estudios de valoración contingente se ha desarrollado recientemente (ver Reiser y Shechter, 1997).

4. RESULTADOS

4.1. Estimación de F(b)

Como se señaló anteriormente, entre las funciones de distribución cuyo ajuste se experimentó a partir de los datos se retuvo la log-logística, cuyos parámetros se estimaron a partir de la variante logarítmica de un modelo logit. El resultado de esta estimación, con datos agrupados, es el siguiente:

$$\text{LOGIT } (\hat{\pi}_i) = +7,19 - 1,09 \text{ LB}_i \quad [5]$$

$$\quad \quad \quad (+6,39) \quad (-6,57)$$

$$\begin{aligned} \log \text{ verosimilitud} &= -225,53 & \text{observaciones} &= 366 \\ \text{desvianza} &= 5,02 & \text{Prob } (\chi^2 [5] > 5,02) &= 0,41 \end{aligned}$$

donde:

$\text{LB}_i = \ln$ del precio b_i

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

$$\text{LOGIT } (\hat{\pi}_i) = \ln \left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i} \right)$$

donde bajo los coeficientes del modelo, entre paréntesis, se presentan los valores del estadístico t correspondiente.

4.2. Una primera estimación de la medida de bienestar y del valor recreativo de las Tablas de Daimiel

Considerando como valor de truncamiento, T, el máximo precio ofrecido (13), el valor encontrado para \tilde{m}_T es de 943,4 pta y la estimación del error estándar de \tilde{m}_T obtenido por bootstrap con 1.000 muestras de 366 observaciones es de 48,6 pta. Bajo la hipótesis de

(13) Este valor es el que suele considerarse como punto de truncamiento (ver Bateman et al., 1995). En nuestro caso corresponde a un precio de 2.000 pta al que 28 por ciento de los preguntados (24 de 86) respondieron que sí estarían dispuestos a pagar. Este porcentaje está, sin embargo, sobreestimado debido al efecto «yea-saying». Corregido este efecto (ver apartado 4.4) el porcentaje es de 4,3 por ciento. Hay que señalar, por otra parte, que sólo un entrevistado cuando declaró su DAP mediante pregunta abierta sobrepasó las 2.000 pta, señalando que estaría dispuesto a pagar 2.500 pta (la siguiente DAP más alta fue de 1.000 pta).

que \tilde{m}_T siga una ley normal, el intervalo de confianza de la medida de bienestar será: (1.038,6 pta; 848,2 pta) con un nivel de confianza del 95 por ciento (14).

El número anual de visitantes a las Tablas de Daimiel presenta fuertes variaciones de un año a otro, siendo la media de los años 1992-1996 de 86.270 personas. Considerando este valor medio de visitantes por año, el valor recreativo anual de las Tablas se encontraría entre 89,6 y 73,2 millones de pesetas.

Con el fin de analizar la estabilidad y validez de esta estimación, presentaremos a continuación los resultados de los tests de fiabilidad y validez efectuados.

4.3. Influencia de los periodos de valoración y de los encuestadores

La realización de las entrevistas en dos períodos nos permite llevar a cabo un test sobre la consistencia del valor obtenido en cada período. El factor período constituye un factor controlado en el diseño del muestreo como lo son los encuestadores (ver epígrafe 3.4.2). Los efectos de estos dos factores sobre la valoración han sido estudiados conjuntamente mediante el modelo logístico siguiente:

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

donde α , α_1 , α_2 , α_3 , β , β_1 , β_2 , β_3 , son parámetros a estimar y donde:

$E_i = 1$ si el encuestado i es entrevistado por el encuestador 1.

0 si el encuestado i es entrevistado por el encuestador 2.

$P_i = 1$ si el encuestado i fue encuestado en verano.

0 si el encuestado i fue encuestado en primavera.

En este modelo, α_1 , α_2 , α_3 , representan respectivamente los efectos sobre el término independiente del modelo del encuestador, del período y de la interacción encuestador-período. Los coeficientes β_1 , β_2 , β_3 representan estos efectos sobre el coeficiente de la variable LB. El cuadro 2 presenta las estimaciones con datos individuales y la significación de los parámetros del modelo.

De este cuadro deducimos que no existen efectos significativos sobre la función de distribución de la *DAP* ni de los encuestadores ni del

(14) El intervalo entre los percentiles de 0,025 y de 0,975 es muy similar (846,7-1.041,3) ya que la distribución simulada del estimador es simétrica.

Cuadro 2

ESTIMACIONES DE LOS PARÁMETROS DEL MODELO [6]

| Parámetro | Estimación | Estadístico t |
|------------------------------|------------|--------------------------|
| α | +4,48 | +2,28 |
| β | -0,70 | -2,37 |
| α_1 | +3,53 | +1,15 |
| β_1 | +4,52 | +1,40 |
| α_2 | -2,42 | -0,99 |
| β_2 | -0,52 | -1,14 |
| α_3 | -0,64 | -1,33 |
| β_3 | +0,05 | +0,97 |
| Log. verosimilitud = -223,97 | | Num. observaciones = 366 |

período en que se realizó la encuesta (15). La consistencia de la valoración en ambos períodos también se manifiesta por la proximidad de las estimaciones de la media truncada en ambos períodos: 950,9 pta en primavera y 942,54 pta en verano.

En los trabajos clásicos sobre tests denominados de *fiabilidad* del método de valoración contingente (p.e. Loomis, 1986) se verifica si la valoración individual del bien no varía entre dos períodos utilizando muestras apareadas (los mismos encuestados en los dos periodos). En este (16) y otros estudios referenciados por Desvouges *et al.* (1996) se ha encontrado consistencia de los resultados de los dos periodos. Ahora bien, como indican estos últimos autores, la consistencia encontrada con estos tests no implica forzosamente la validez del método, sino el hecho de que el procedimiento heurístico de los encuestados para dar un valor al bien es el mismo en los dos períodos.

4.4. Influencia de los «yea-saying»

El valor de la estimación de la medida de bienestar, m^* (expresión [4]), considerando los «yea-saying» es de 809,7 pta, con una proporción estimada de «yea-saying» de 23,7 por ciento.

La estimación del error estándar obtenido por bootstrap con 1.000 muestras de 366 observaciones es de 162,5 si en las simulaciones se

(15) Esta constatación también puede hacerse a partir de un test de razón de verosimilitud que compare los modelos [5] y [6].

(16) El intervalo entre las dos encuestas fue de 9 meses. Los autores consideran que el test se debería hacer también con intervalos de tiempo más amplios.

fija la proporción de «yea-saying» en 23,7 (17), con lo que el intervalo de confianza construido por el procedimiento estándar (hipótesis de normalidad) de la medida de bienestar con un nivel de confianza del 95 por ciento será: (491,2 pta; 1129,2 pta). En este caso, la distribución de la media obtenida por bootstrap no es simétrica, por lo que el intervalo obtenido por el método de los percentiles (intervalo entre los percentiles de 0,025 y de 0,975) que es de 634,2 pta-1198,8 pta es el más apropiado.

Cabe señalar que ambos intervalos incluyen el obtenido utilizando la media truncada (ver epígrafe 4.2).

4.5. Tests de validez teórica y media de la distribución condicional de la *DAP*

La constatación de relaciones coherentes entre ciertas características de los entrevistados y la declaración que hacen de su *DAP* es una condición necesaria para asegurar la validez teórica de la valoración.

El examen de estas relaciones se hizo mediante la adición de nuevas variables al modelo logit [5]. En una primera etapa se introdujeron numerosas variables llegando a la conclusión de que la *DAP* de los visitantes de las Tablas de Daimiel además de no estar relacionada ni con el encuestador ni con el período en que se hizo la encuesta, tampoco lo está significativamente (nivel de significación de 5 por ciento) con: la distancia del lugar de origen del visitante, el número de días invertidos en visitar la zona, la edad, el sexo y el nivel de estudios.

Las variables con influencia significativa se presentan en el cuadro 3. Como puede constatarse en el cuadro, los signos de los distintos coeficientes significativos son los que cabe esperar teóricamente.

Señalaremos finalmente que la estimación de la media truncada considerando la función de distribución de la *DAP* condicionada a los valores medios de las variables explicativas significativas, distintas del precio ofrecido, es de 922,8 pta, que cae dentro del intervalo de confianza hallado en el epígrafe 4.2.

4.6. Tests de convergencia

Valoración mediante el método del coste de viaje

El cuadro 4 muestra las estimaciones de los parámetros de la función de demanda para el coste de viaje correspondiente a 20 pta/km y un

(17) Si la simulación se hace con una proporción variable de «yea-saying», el error estándar es de 2.128,7 pta, lo que muestra la falta de precisión (estando el cero dentro del intervalo de confianza) en este caso de la estimación de la medida de bienestar.

Cuadro 3

ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DEL MODELO LOGIT CON SEIS VARIABLES EXPLICATIVAS

| Variable | Coefficientes | Estadístico t |
|--|--------------------------|---------------|
| Término independiente | +6,25 | +3,40 |
| Log. del precio propuesto | -1,61 | -6,72 |
| Log de ingresos (1) | +0,10 | +2,31 |
| Motivos visita (2) | -0,93 | -2,07 |
| Mucha satisfacción en la visita (3) | +3,68 | +7,31 |
| Bastante satisfacción en la visita (3) | +2,35 | +5,26 |
| Log. tiempo invertido en visita | +0,40 | +2,25 |
| Log de verosimilitud = -149,62 observaciones | Num. observaciones = 325 | |

(1): Valores centrales de 10 clases de ingresos consideradas en la encuesta. A la clase sin ingresos directos se le asignó 1 pta para obtener un valor finito del logaritmo. (2): Motivos de la visita (interés por la conservación = 0, otros = 1). (3): Satisfacción tras la visita: mucha (No = 0, Sí = 1), bastante (No = 0, Sí = 1), poca o ninguna (cero en todos los casos).

Cuadro 4

ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DE LA FUNCIÓN DE DEMANDA

| Variable | Coefficientes | Estadístico t |
|--|---------------|---------------|
| Término independiente | 6,47 | 19,81 |
| Coste de viaje | -0,70 | -10,79 |
| Ocupantes > 15 años | -0,70 | -3,02 |
| Tiempo visita Parque/Tiempo visita comarca | | |
| Residencia (1) | -1,94 | -8,68 |
| Estudios (2) | -3,43 | -14,89 |
| Motivo viaje (3) | -2,29 | -2,16 |
| Ingresos mes (4) | -1,00 | -6,63 |
| CL1 (\leq 100.000 pta) | -0,66 | -3,36 |
| CL2 (100.000–250.000 pta) | -1,24 | -5,60 |
| CL3 (> 250.000 pta) | -0,71 | -4,07 |
| Época (5) | -0,44 | -1,41 |
| Ocupantes < 15 años | -0,43 | -6,72 |

(1) Residencia (en comarca = 0, fuera de la comarca = 1). (2) Estudios (universitarios = 1, no universitarios = 0). (3) Motivo principal del viaje (visita al Parque = 1, otros = 0). (4) Ingresos: CL1 (Sí = 1, No = 0), CL2 (Sí = 1, No = 0), CL3 (Sí = 1, No = 0), ningún ingreso (cero en todos los casos). (5) Época (primavera = 1, verano = 0).

coste de oportunidad de la hora de viaje del 15 por ciento del salario horario. La variable dependiente utilizada ha sido el número de visitas realizadas al parque en los últimos doce meses sin contar la visita que estaba llevando a cabo la persona entrevistada en el

momento de realizarse la encuesta. El número de encuestas válidas para llevar a cabo esa estimación ha sido de 366.

El valor de uso recreativo del Parque por vehículo y visita es de 1418,6. Considerando 3 ocupantes por vehículo (mediana del número de ocupantes) obtenemos un valor de uso recreativo por persona y visita de 472,9 pta. Con una probabilidad del 95 por ciento el intervalo de confianza es de: (400,3 pta - 578,1 pta).

El test de Cameron y Trivedi (1990) muestra la existencia de «overdispersion» y proporciona una estimación del coeficiente α de 4,5 con lo que el intervalo de confianza anterior se transforma en: (331,7 pta - 824,1 pta).

Valoración contingente con pregunta abierta

De las 102 encuestas realizadas con pregunta abierta, 25 (es decir, 24,5 por ciento) no tuvieron respuesta o la tuvieron de protesta. De las 77 restantes, 12 corresponden a los visitantes que declararon una *DAP* nula.

Las 65 encuestas con respuesta positiva arrojan una media de la *DAP* de 426,7 pta, con un intervalo de confianza, con un nivel del 95 por ciento, de 334,9 pta-518,5 pta (18).

La relación entre la *DAP* y distintas variables socioeconómicas se hizo mediante un modelo de regresión lineal considerando como variable dependiente el logaritmo de la *DAP* (19). Sólo aparecen como variables independientes significativas: el nivel de estudios, el tiempo invertido en visitar el Parque y la distancia al municipio de residencia. Otras variables que teóricamente deberían explicar el nivel de la *DAP* (ingresos y grado de satisfacción) no aparecen como significativas.

La media de la *DAP* del conjunto de las 77 entrevistas es de 360,2 pta con un intervalo de confianza, con nivel de 95 por ciento, de 275,1 pta-445,33 pta (20).

Se ha utilizado un modelo de regresión logística para analizar los aspectos que pueden influir en la respuesta nula. Solamente aparece estadísticamente significativo el grado de satisfacción de la visita.

(18) El intervalo entre los percentiles 0,025 y 0,975 obtenido por bootstrap no paramétrico con 1.000 muestras es prácticamente el mismo (344,7-519,8).

(19) El test de Shapiro Wilk sobre el logaritmo de la *DAP* no rechaza la hipótesis de normalidad, por lo que puede asumirse que la respuesta positiva se distribuye según una log-normal.

(20) El intervalo entre los percentiles 0,025 y 0,975 obtenidos por bootstrap no paramétrico es muy similar: 287,0-440,3.

Entre las personas con grado de satisfacción alto o muy alto, la probabilidad de que una respuesta sobre la *DAP* sea nula es de 0,08, mientras que entre las personas con bajo grado de satisfacción esa probabilidad es del 50 por ciento.

5. COMENTARIOS Y CONCLUSIONES

Los tests realizados en este trabajo, con excepción de los de convergencia, no invalidan el procedimiento seguido para obtener el valor del uso recreativo de las Tablas de Daimiel mediante el MVC con elección dicotómica.

Las estimaciones puntuales de la medida de bienestar obtenidas por distintos métodos muestran una gran dispersión. Hay que hacer notar, sin embargo, que la magnitud de las diferencias aquí encontradas se presenta igualmente en otros trabajos donde se comparan estos métodos.

Señalaremos en primer lugar que las estimaciones por el método del coste de viaje están, en nuestro caso, entre las que proporcionan las dos variantes de valoración contingente utilizadas (formato dicotómico y pregunta abierta). Suele considerarse que, teóricamente, el coste de viaje debería dar, para el uso recreativo, una valoración menos elevada que la valoración contingente, ya que en este último procedimiento parece difícil que los encuestados no añadan al valor de uso recreativo de algún modo, a la hora de expresar su *DAP*, al menos parte del valor de otros aspectos (p.e. de conservación). Esta consideración teórica, sin embargo, no se traduce siempre en los estudios empíricos, como pone de manifiesto el meta-análisis de Carson *et al.* (1996), en el que la media del cociente entre las estimaciones obtenidas por valoración contingente y la resultante aplicando métodos de preferencia revelada (de los que el coste de viaje forma parte) es de 0,9 para los trabajos analizados (21). Este valor es próximo al aquí obtenido si se considera el cociente entre las valoraciones de la pregunta abierta y el coste de viaje, siendo muy superior cuando su numerador es la valoración con formato dicotómico. Debemos notar, sin embargo, que existe una disparidad en los valores observados de este cociente en los trabajos analizados, como puede ilustrarse a través de los valores de los percentiles 0,95 y 0,05 recogidos en Carson *et al.* (1996), que son 1,9 y 0,2 respectivamente.

(21) Para el caso de «medias ponderadas», donde los autores sólo consideran la media de las valoraciones con cada uno de los métodos en cada trabajo que analizan.

Las estimaciones más dispares de nuestro trabajo son las que aparecen al utilizar los dos formatos de pregunta en la valoración contingente. Considerando como estimación asociada al formato dicotómico la efectuada teniendo en cuenta los «yea-saying», el cociente entre esta estimación y las obtenidas con pregunta abierta es de 1,9 si no se contabilizan los ceros, y de 2,2 si se contabilizan. En la práctica totalidad de los estudios comparativos de las valoraciones con ambos formatos, aquellos obtenidos con el dicotómico son, como en nuestro caso, superiores a las asociadas con la pregunta abierta (22). Por otra parte, señalaremos que el orden de magnitud del cociente de las valoraciones con los dos formatos aquí obtenidos es comparable al que se presenta en otros estudios sobre el uso recreativo (ver Barbier *et al.*, 1997).

La estimación obtenida mediante el método de valoración contingente con formato dicotómico está apoyada por algunas consideraciones teóricas. En particular señalaremos que numerosos autores afirman que simula mejor que la pregunta abierta el contexto de un mercado real y es, como ya hemos dicho, la técnica recomendada en el Informe NOAA. Por otra parte, desde un punto de vista empírico, la valoración obtenida se aproxima al resultado del estudio de meta-análisis de León (1997) sobre un conjunto de trabajos donde se estima el valor recreativo de espacios naturales españoles. Para dichos trabajos obtiene una media de 870 pta, con oscilaciones de entre 468 pta y 1.328 pta.

Sin embargo, no podemos obviar que las valoraciones estimadas con los otros procedimientos no pueden considerarse significativamente iguales, por lo que en casos como éste, siguiendo la sugerencia de Kealy y Turner (1993) habrá que presentar las distintas valoraciones obtenidas. Pese a su dispersión, pensamos que dan un orden de la magnitud del bien objeto de valoración, poniendo en evidencia la dificultad (si no imposibilidad) de dar un valor irrefutable a un bien sin mercado de las características del tratado en este trabajo.

De los resultados de nuestro estudio parece deducirse que es esencial el truncamiento de la función de distribución de la *DAP* cuando se usa el formato de elección dicotómica, sin corrección del «yea-saying», para estimar la *DAP* de los entrevistados, ya que si dicha función no se trunca, la estimación de la medida de bienestar estará muy

(22) Ver, por ejemplo, Desvouges *et al.* (1996) y Ready *et al.* (1996). En este último artículo, además de una revisión de trabajos en los que se comparan ambos formatos se apuntan las razones de por qué sus resultados pueden ser diferentes.

por encima del valor real. Señalaremos finalmente que la consideración explícita del «yea-saying» para estimar la distribución de la *DAP* elimina la necesidad de fijar un punto de truncamiento (23).

BIBLIOGRAFÍA

- 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.
- ÁLVAREZ COBELAS, M. y CIRUJANO, S. (editores) (1996): *Las Tablas de Daimiel. Ecología Acuática y Sociedad*. Ministerio de Medio Ambiente. Madrid.
- ARROW, K.; SOLOW, R.; PORTNEY, P. R.; LEAMER, E. E.; RADNER, R. y 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, 10: pp. 4.601-4.614.
- BARBIER, E. B.; ACREMAN, M. y KNOWLER, D. (1997): *Economic Valuation of Wetlands*. Ramsar Convention Bureau. Gland. Suiza.
- BATEMAN, I. J.; LANGFORD, I. H.; TURNER, R. K.; WILLIS, K. G. y GARROD, G. D. (1995): «Elicitation and truncation effects in contingent valuation studies». *Ecological Economics*, 12: pp. 161-179.
- BATEMAN, I. J.; GARROD, G. D.; BRAINARD, J. S. y LOVETT, A. A. (1996): «Measurement Issues in the Travel Cost Method: a Geographical Information Systems Approach». *Journal of Agricultural Economics*, 47 (2): pp. 191-205.
- BISHOP, R. C. y HEBERLEIN, T. A. (1979): «Measuring values of extramarket goods: are indirect measures biased?». *American Journal of Agricultural Economics*, 61: pp. 926-930.
- BJORNSTAD, D. J. y KAHN, J. R. (editors) (1996): *The Contingent Valuation of Environmental Resources*, Edward Elgar. Brookfield, Vermont.
- BOYLE, K. J.; BISHOP, R. C. y WELSH, M. R. (1985): «Starting Point Bias in Contingent Valuation Bidding Games». *Land Economics*, 61 (2): pp. 188-194.
- CAMERON, A. y TRIVEDI, P. (1990): «Regression Based Tests for Overdispersion in the Poisson Model». *Journal of Econometrics*, 46: pp. 347-364.
- CARSON, R. T.; FLORES, N. E.; MARTIN, K. M. y WRIGHT, J. L. (1996): «Contingent Valuation and Revealed Preference Methodologies: Comparing the Estimates for Quasi-Public Goods». *Land Economics*, 72 (1): pp. 80-89.
- COOPER, J. C. (1993): «Optimal Bid Selection for Dichotomous Choice Contingent Valuation Surveys». *Journal of Environmental Economics and Management*, 24: pp. 25-40.

(23) Es de notar que la proporción de «yea-saying» obtenidos en este trabajo por máxima verosimilitud no puede tener una verificación empírica. Dicha verificación puede hacerse si se experimentan en las entrevistas algunas ofertas de precios anormalmente altas, como propone Schuman (1996).

- DAVIS, R. K. (1963): «Recreation planning as an economic problem». *Natural Resources Journal*, 3: pp. 239-249.
- DEL SAZ, S. y SUÁREZ, C. (1998): «El valor de uso recreativo de espacios naturales protegidos: Aplicación del método de valoración contingente al Parque Natural de la Albufera». *Revista Española de Economía Agraria*, 182: pp. 239-272.
- DESVOUGES, W. H.; HUDSON, S. P. y RUBY, M. C. (1996): *Evaluating CV Performance: Separating the Light from the Heat*. Bjornstad and Kahn (Ed.). Edward Elgar. Brookfield. Vermont.
- DUFFIELD, J. y PATTERSON, D. (1991): «Inference and Optimal Design for a Welfare Measure in Dichotomous Choice Contingent Valuation». *Land Economics*, 67 (2): pp. 225-239.
- DOBSON, A. J. (1990): *An Introduction to Generalised Linear Models*. Chapman and Hall. London.
- EFRON, B. y TIBSHIRONI, R. J. (1993): *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman and Hall. London.
- FINNEY, D. J. (1971): *Probit Analysis*. Cambridge University Press. Cambridge U.K.
- HANEMANN, M. (1988): «Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses: Reply». *American Journal of Agricultural Economics*, 71: pp. 1.057-1.061.
- HANEMANN, M.; LOOMIS, J. y KANNINEN, B. J. (1991): «Statistical Efficiency of Double Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation». *American Journal of Agricultural Economics*, 73: pp. 1.255-1.263.
- HELLERSTEIN, D. M. y MENDELSON, R. (1993): «A Theoretical Foundation for Count Data Models». *American Journal of Agricultural Economics*, 75: pp. 604-611.
- JÚDEZ, L.; DE ANDRÉS, R.; PÉREZ HUGALDE, C.; URZAINQUI, E. e IBÁÑEZ, M. (1997): «Survey Design for Application of the Dichotomous Choice Contingent Valuation Method of "Tablas de Daimiel" National Park». Presentado en la *XXIII International Conference of Agricultural Economics*. Agosto 10-16, 1997. Sacramento. USA.
- JÚDEZ, L.; DE ANDRÉS, R.; PÉREZ HUGALDE, C.; URZAINQUI, E. e IBÁÑEZ, M. (1998): «Évaluation Contingente de l'Usage Récréatif d'une Réserve Naturelle Humide». *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurale*, 48: pp. 38-60.
- JÚDEZ, L.; DE ANDRÉS, R.; PÉREZ HUGALDE, C.; URZAINQUI, E. e IBÁÑEZ, M. (2000): «Influence of Bid and Subsample Vectors on the Welfare Measure Estimate in Dichotomous Choice Contingent Valuation: Evidence from a Case Study». *Journal of Environmental Management*, 60: pp. 253-265.
- KANNINEN, B. J. (1995): «Bias in Discrete Response Contingent Valuation». *Journal of Environmental Economics and Management*, 28: pp. 114-125.
- KEALY, M. J. y TURNER, R. W. (1993): «A Test of Equality of Closed-Ended and Open-Ended Contingent Valuations». *American Journal of Agricultural Economics*, 75: pp. 321-331.

- LANGFORD, I. H. y BATEMAN, I. J. (1993): *Welfare Measures for Contingent Valuation Studies. Estimation and Reliability*. CSERGE. University of East Anglia, Norwich and University College, London.
- LEÓN, C. J. (1997): «Evaluación Económica del Impacto Ambiental: ¿Medir o transferir?». *Economistas*, 74: pp. 390-397.
- LOOMIS, J. B. (1989): «Test-Retest Reliability of the Contingent Valuation Method: A Comparison of General Population and Visitor Responses». *American Agricultural Economic Association*, 71(1): pp. 76-84.
- MADDALA, G. S. (1983): *Limited Dependent Variables and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge. Univ. Press, Cambridge, MA.
- Mc FADDEN, D. (1994): «Contingent Valuation and Social Choice». *American Journal of Agricultural Economics*, 76: pp. 689-708.
- Mc KEAN, J. R.; WALSH, R. G. y JOHNSON, D. M. (1996): «Closely Related Good Prices in Travel Cost Model». *American Journal of Agricultural Economics*, 78: pp. 640-646.
- MITCHELL, R. C. y CARSON, R. (1989): *Using Surveys to Value Public Goods: the Contingent Valuation Method*. Resources for the Future, Washington.
- RANDALL, A. (1994): «A Difficulty with the Travel Cost Method». *Land Economics*, 70 (1): pp. 88-96.
- READY, R. C.; BUZBY, J. C. y HU, D. (1996): «Differences between Continuous and Discrete Contingent Value Estimates». *Land Economics*, 72(3): pp. 397-411.
- REISER, B. y SHECHTER, M. (1997): «Incorporating Zero Responses in the Analysis of CVM Valuations». Documento presentado en el *European Association of Environmental and Resources Economists Meeting*. Tilburg. Países Bajos. Junio 26-28.
- RIERA, P. (1993): *Rentabilidad social de las infraestructuras. Las Rondas de Barcelona*. Editorial Civitas. Madrid.
- SCHUMAN, H. (1996): *The Sensivity of CV Outcomes to CV Survey Methods*. Bjornstad and Kahn (Ed.). Edward Elgar. Brookfield, Vermont.
- SELLAR, C.; CHAVAS, J. P. y 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.
- SHAW, D. (1988): «On-Site Samples Regression. Problems of Non-Negative Integers, Truncation, and Endogenous Stratification». *Journal of Econometrics*, 37: pp. 211-223.
- TURNER, R. K.; PEARCE, D. y BATEMAN, L. (1994): *Environmental Economics*. Harvester Wheatsheat. Londres.
- WILLIS, K. G. (1995): *Contingent Valuation in a Policy Context: The National Oceanic and Atmospheric Administration Report and its Implications for the Use of Contingent Valuation Method*. En *Environmental Valuation: New Perspectives*. Willis, K.G. y Corkindale, J.T. (eds.). Cab. International. Wallinford. Reino Unido.

RESUMEN

Valoración del uso recreativo de un humedal español. Tests y comparación de diferentes métodos de valoración

En este trabajo se ha procedido a la valoración del uso recreativo del humedal español Tablas de Daimiel, que posee el estatus de Zona Especial de Protección de Aves en la Unión Europea.

El método básico de valoración ha sido el de valoración contingente con elección dicotómica. El procedimiento ha sido sometido a diversos tests: de fiabilidad (valoración en dos épocas), de contenido (efecto encuestadores y de los «yea-saying»), de validez teórica (influencia en la valoración de distintas variables socioeconómicas) y de convergencia (comparando con valoraciones obtenidas mediante el método del coste de viaje y mediante la valoración contingente con pregunta abierta).

Estos tests, con excepción del de convergencia, no invalidan la valoración obtenida mediante valoración contingente con elección dicotómica. Los resultados obtenidos en este trabajo, por otra parte, no permiten concluir que exista convergencia entre las estimaciones de la medida de bienestar obtenidas utilizando distintos procedimientos. Esto es coherente con las conclusiones a las que llegan otros estudios de comparación entre métodos de valoración revisados por los autores.

PALABRAS CLAVE: Valoración contingente, coste de viaje, tests de fiabilidad y de validez, «Parque Nacional de las Tablas de Daimiel».

SUMMARY

Valuing the recreational use of a Spanish Wetland. Tests and comparison of different valuation methods

This study presents the valuation of the recreational use of a Spanish wetland, the «Tablas de Daimiel National Park», an area classified by the European Union as one of Special Zone of Bird Protection.

The basic method of valuation used is that of contingent valuation with dichotomous choice. The procedure was submitted to tests for reliability (by valuing the wetland in two periods), for content (studying the influence of interviewer and of «yea-saying»), for theoretical validity (analysing the influence of various socioeconomic variables), and for convergence (utilising other valuation methods: travel cost and contingent valuation with open-ended questions).

Except for the convergence tests these did not invalidate the valuation made by contingent valuation with dichotomous choice. The welfare measure valuations obtained with different methods are not convergent. This is coherent with conclusions from other studies of comparison between valuation methods revised by the authors.

KEYWORDS: Contingent valuation method, travel cost method, reliability and validity tests, «Tablas de Daimiel National Park».