

Métodos directos e indirectos en la valoración económica de bienes ambientales. Aplicación al valor de uso recreativo del Parque Natural de Somiedo*

GARCÍA DE LA FUENTE, LAURA Y COLINA VUELTA, ARTURO

Instituto de Recursos Naturales y Ordenación del Territorio (INDUROT),

Universidad de Oviedo. Campus de Mieres 33600 Mieres - Asturias - España Telf.: 985458127 Fax.

985458110 E-mail: laura@indurot.uniovi.es

RESUMEN

Una dificultad presente en la gestión de recursos medioambientales es la ausencia de mercados que asignen un valor económico a sus funciones. En este estudio, se ha aplicado un método directo de valoración (método dicotómico simple de valoración contingente) y otro indirecto (método individual del coste de viaje) para estimar el valor de uso recreativo que tiene un Espacio Natural Protegido. Como ha ocurrido en otros estudios similares, el valor de uso recreativo obtenido por el método de coste de viaje difiere notablemente y supera al obtenido por medio de la valoración contingente. Además, se han confeccionado distintos escenarios de estimación que ponen de manifiesto la especial sensibilidad de los resultados a las hipótesis hechas sobre el coste de oportunidad del tiempo de viaje y al posible cálculo de medidas de bienestar truncadas.

Palabras clave: valor de uso recreativo, valoración contingente, método dicotómico simple, método individual de costes de viaje, Count Data Models, análisis de sensibilidad.

Direct and Indirect Methods for economic valuation of environmental goods. An application to Natural Park of Somiedo.

ABSTRACT

An ever-present problem in environmental resources management is the absence of markets that allocate economic values to their natural functions. In this paper, a direct (single bound dichotomous choice contingent valuation) and an indirect method (individual travel cost method) have been used to estimate the recreational value of a Natural Protected Area in Spain. As other similar studies have shown, the recreational value obtained from the travel cost method not only differs significantly from the contingent valuation results but exceeds them as well. Various alternative analyses have been implemented and they show that the results are particularly sensitive to the hypotheses made about the opportunity cost of travel time and about the possibility of assessing truncated welfare measures.

Keywords: recreational use value, contingent valuation, single bounded dichotomous choice, individual travel cost method, Count Data Models, sensitivity analysis.

Clasificación JEL: Q26

Artículo recibido en mayo de 2004 y aceptado para su publicación en octubre de 2004.

La edición completa de este artículo está disponible en la página www.revista-eea.net, ref.: E-22310.

ISSN 1697-5731 (online) – ISSN 1133-3197 (print)

Métodos directos e indirectos en la valoración económica de bienes ambientales. Aplicación al valor de uso recreativo del Parque Natural de Somiedo*

GARCÍA DE LA FUENTE, LAURA Y COLINA VUELTA, ARTURO

Instituto de Recursos Naturales y Ordenación del Territorio (INDUROT),

Universidad de Oviedo. Campus de Mieres 33600 Mieres - Asturias - España Tlfo. 985458127 Fax. 985458110

E-mail: laura@indurot.uniovi.es

RESUMEN

Una dificultad presente en la gestión de recursos medioambientales es la ausencia de mercados que asignen un valor económico a sus funciones. En este estudio, se ha aplicado un método directo de valoración (método dicotómico simple de valoración contingente) y otro indirecto (método individual del coste de viaje) para estimar el valor de uso recreativo que tiene un Espacio Natural Protegido. Como ha ocurrido en otros estudios similares, el valor de uso recreativo obtenido por el método de coste de viaje difiere notablemente y supera al obtenido por medio de la valoración contingente. Además, se han confeccionado distintos escenarios de estimación que ponen de manifiesto la especial sensibilidad de los resultados a las hipótesis hechas sobre el coste de oportunidad del tiempo de viaje y al posible cálculo de medidas de bienestar truncadas.

Palabras clave: valor de uso recreativo, valoración contingente, método dicotómico simple, método individual de costes de viaje, Count Data Models, análisis de sensibilidad.

Direct and Indirect Methods for economic valuation of environmental goods. An application to Natural Park of Somiedo.

ABSTRACT

An ever-present problem in environmental resources management is the absence of markets that allocate economic values to their natural functions. In this paper, a direct (single bound dichotomous choice contingent valuation) and an indirect method (individual travel cost method) have been used to estimate the recreational value of a Natural Protected Area in Spain. As other similar studies have shown, the recreational value obtained from the travel cost method not only differs significantly from the contingent valuation results but exceeds them as well. Various alternative analyses have been implemented and they show that the results are particularly sensitive to the hypotheses made about the opportunity cost of travel time and about the possibility of assessing truncated welfare measures.

Keywords: recreational use value, contingent valuation, single bounded dichotomous choice, individual travel cost method, Count Data Models, sensitivity analysis.

Clasificación JEL: Q26

Artículo recibido en mayo de 2004 y aceptado para su publicación en octubre de 2004.

La referencia electrónica de este artículo en la página www.revista-eea.net, ref.: E-22310.

1. MÉTODOS DE VALORACIÓN DIRECTOS VS. MÉTODOS INDIRECTOS

La inexistencia de mercados reales en los que intercambiar la mayoría de bienes y servicios medioambientales que proveen los Espacios Naturales Protegidos dificulta el conocimiento del valor económico de muchas funciones que son aprovechadas por la sociedad, o la repercusión que puede tener en el bienestar un descenso o un aumento de su cantidad o calidad ¹. Este hecho, por tanto, ha obligado a buscar técnicas de valoración económica que permitan deducir el citado valor a partir de la observación de mercados reales relacionados con el recurso natural (métodos indirectos o de preferencias reveladas) o a través de la obtención directa de las preferencias personales (métodos directos o de preferencias declaradas).

El principal atractivo de los métodos indirectos, como el del coste de viaje, radica en ser una técnica basada en comportamientos reales de los individuos (no hipotéticos), que reproduce con bastante fidelidad a otras técnicas empíricas usadas para valorar bienes de mercado. Además, para el caso concreto del valor de uso de espacios naturales, los estudios de este tipo realizados mediante encuestas in-situ a visitantes hacen posible conseguir amplios tamaños de muestra con relativa facilidad, debido a la mayor colaboración y el menor rechazo que suscitan entre los encuestados.

Por su parte, los métodos directos como el de valoración contingente presentan también importantes cualidades. Como señala Azqueta (1994), en aquellas ocasiones en que no se puede establecer un vínculo entre la calidad de un bien ambiental y el consumo de un bien privado, el método de valoración contingente puede ser el único utilizable. Además, hasta ahora, es el único método que se ha podido utilizar empíricamente para cuantificar valores de no-uso, presenta un amplio campo de aplicación (salud, bienes ambientales, bienes culturales, patrimonio artístico, etc.), permite realizar valoraciones *ex-ante* y puede ser usado para descubrir, no sólo la disposición al pago (DAP), sino también la compensación exigida ante determinadas situaciones.

No obstante, ambas técnicas presentan también debilidades. Como apuntan Haab y McConnell (2002), Kling (1988) y Carson et al. (1996), las medidas de bienestar obtenidas mediante la aplicación del método de costes de viaje tienden a experimentar una gran sensibilidad respecto a la especificación funcional del modelo estimado y la posible inclusión del valor económico del tiempo. Además, como señalan entre otros Azqueta (1994) y León (1995), la ausencia de la condición necesaria de complementariedad débil puede restar flexibilidad al método y limitar su aplicación.

¹ En este contexto, la "cantidad" se refiere a la superficie ocupada por los espacios protegidos (que puede ser por ejemplo ampliada), o a su número (declaración de nuevas áreas como Espacios Naturales Protegidos). Su "calidad" se relaciona con la riqueza ecológica de sus recursos y procesos naturales, y es fácilmente alterada por actuaciones humanas (usos extractivos, incendios, ciertas infraestructuras, etc.)

Por su parte, las estimaciones provenientes del método de valoración contingente tienden a ser altamente sensibles al diseño y planteamiento de los escenarios y las preguntas de valoración, y, por ende, muy susceptibles de verse afectadas por distintos tipos de sesgo. Además, aunque generalmente el método de valoración contingente no requiere la realización de supuestos previos acerca de la función de demanda del individuo, para el caso concreto de la utilización de formatos dicotómicos o binarios en las preguntas de valoración, sí resulta necesario hacer asunciones acerca de las formas funcionales de los modelos utilizados.

Una práctica habitual en estudios sobre del valor recreativo de espacios naturales es la de realizar un doble ejercicio de valoración, de modo que, con los datos recogidos de una misma muestra de visitantes, se estima el valor recreativo empleando el método de los costes de viaje y el de valoración contingente. Por un lado, estos trabajos resultan muy útiles para poner de manifiesto las implicaciones que el uso de cada técnica puede tener sobre el valor final estimado, y por otro lado, como señalan Carson et al. (1996), las comparaciones entre las estimaciones obtenidas bajo técnicas indirectas de preferencias reveladas (como la de los costes de viaje) y por el método de valoración contingente se han convertido en verdaderos tests de validez convergente. Otra línea alternativa de estudio (menos explorada) es la abierta, entre otros, por Cameron (1992) y Kling (1997), donde no se tratan ambos métodos como sustitutivos, sino que se opta por combinarlos para estimar conjuntamente medidas de bienestar ².

No obstante, existen algunas diferencias relevantes entre las estimaciones que son obtenidas por uno y otro método. Una primera diferencia es que, mientras que la valoración contingente arroja estimaciones del excedente hicksiano del consumidor, la técnica de los costes de viaje origina estimaciones bajo una curva de demanda marshalliana; no obstante, Willig (1976) ³ señala que ambas medidas de bienestar pueden diferir muy poco entre ambos enfoques.

Un segundo motivo de divergencia se debe al tipo de valor que es susceptible de ser captado por cada método: mientras que el valor de uso directo de un espacio natural puede ser captado tanto por la valoración contingente como por los costes de viaje, valores más complejos como los valores de opción o los de no-uso (sobre todo el valor de existencia) sólo son captados por el primero de ellos. De hecho, un problema habitual es que las disposiciones al pago expresadas por los individuos mediante métodos directos están muchas veces implícitamente referidas a más de un valor; así, por ejemplo, el valor de existencia de un bien ambiental puede estar influido por el hecho de ser o no usuario del mismo ⁴, o el valor de uso directo declarado puede ir asociado

² Cameron (1992) demuestra que dicha combinación de métodos supone ganancias de precisión en la estimación de las medidas de bienestar, y Kling (1997) encuentra que estas ganancias son todavía mayores si se utiliza el método dicotómico doble de valoración contingente.

³ Citado en Riera et al., (1994).

⁴ Véase, por ejemplo, León (1994).

al deseo de asegurar un uso en el futuro (valores de opción). Como señalan Mitchell y Carson (1989), este hecho es el que explicaría que, al menos en teoría, fuese esperable que las estimaciones del excedente del consumidor obtenidas por el método de valoración contingente superasen a las obtenidas mediante la técnica de los costes de viaje.

Finalmente, tampoco debe olvidarse que en la mayoría de ocasiones, la perspectiva temporal de ambos métodos es diferente (Azqueta, 1994): mientras que los métodos indirectos deducen el valor que el individuo otorga a un cambio que ya se ha realizado a través de la observación de su comportamiento en mercados relacionados, los métodos directos obtienen estimaciones de valor ante un hipotético cambio de estado que, normalmente, aún no se ha producido.

El objetivo del presente estudio es la estimación del valor de uso recreativo de un Espacio Natural Protegido usando tanto un método directo de valoración (método dicotómico simple de valoración contingente) como uno indirecto (método individual del coste de viaje); con ello se pretende también poner de manifiesto cuáles son las principales sensibilidades de los resultados a las hipótesis tenidas en cuenta en cada uno de los modelos y qué factores pueden explicar las diferentes medidas de bienestar obtenidas.

2. DESCRIPCIÓN DEL PARQUE, DE SUS VISITANTES Y DEL PROCESO DE REALIZACIÓN DE LAS ENCUESTAS

El Parque Natural de Somiedo representa, desde el punto de vista ambiental, uno de los territorios más valiosos de la Cordillera Cantábrica debido a su alto grado de conservación, su diversidad ambiental y peculiaridad paisajística; además, cuenta con la presencia de especies protegidas como el oso pardo cantábrico y el urogallo, así como diversa fauna de interés cinegético⁵. Los hayedos y robledales, los lagos y su singular etnografía destacan también entre los principales atractivos de este espacio.

En cuanto al tipo de visitantes del Parque cabe apuntar que, en sus primeros años, Somiedo era visitado principalmente por asturianos y personas de las regiones vecinas, mientras que actualmente tiene una masa preferente de visitantes de las CC.AA. del centro-sur y del área mediterránea: las cifras de visitas contabilizadas desde 1998 a 2003 constatan que las regiones del norte (Asturias, Cantabria, Galicia, País Vasco,

⁵ *Ley del Principado de Asturias 2/1988, de 10 de junio, por la que se declara el Parque Natural de Somiedo.* Además, el 9 de noviembre 2000, el Consejo Internacional de Coordinadores del Programa MaB (UNESCO) declaró el Parque Natural de Somiedo como Reserva de la Biosfera. Asimismo, el Parque tiene también la consideración de L.I.C. (Lugar de Interés Comunitario) y Z.E.P.A. (Zona de Especial Protección para las Aves).

Castilla y León) han ido perdiendo peso en el total de visitas, en favor de un crecimiento paulatino de la proporción de visitantes de CC.AA. más alejadas y con mayor población (Madrid, Cataluña, Comunidad Valenciana, Andalucía).

La realización de las encuestas definitivas a visitantes mayores de 16 años se llevó a cabo a través de entrevistas personales *in-situ* entre principios de Julio y finales de Octubre de 2003 ⁶. Durante dicho periodo se realizó un total de 339 entrevistas válidas, muestra que se consideró apropiada dado, por una parte, el volumen anual de visitantes del espacio (unos 75.000), y por otra, los tamaños de muestra habitualmente usados en otros estudios españoles similares. El cuestionario se administró en siete puntos de muestreo distintos, y que mantenían diferencias notables en cuanto a localización, accesibilidad y paisaje dentro del propio espacio protegido. El cuestionario se dividió en cinco bloques, destinados, respectivamente, a obtener la caracterización del visitante (procedencia, estancia, tipo de viaje, número de visitas al Parque, etc.), sus gastos de desplazamiento y otros gastos incurridos durante la visita al Parque, la evaluación de la satisfacción obtenida por la visita y la posible existencia de otros espacios naturales sustitutivos de Somiedo, la valoración contingente del uso recreativo del espacio, y el perfil socioeconómico del visitante.

3. APLICACIÓN DEL MÉTODO INDIVIDUAL DEL COSTE DE VIAJE

3.1. Fundamentos teóricos

El método de los costes de viaje se articula en torno a la demanda de servicios recreativos de un lugar (Haab y McConnell, 2002). Su esencia radica en la necesidad de viajar o desplazarse al espacio para disfrutar de las funciones recreativas que este cumple: aunque el disfrute de los espacios naturales es generalmente gratuito, ello no significa que no sea costoso, de modo que cada visita lleva aparejada implícitamente una transacción en la que se intercambian servicios recreativos por una serie de costes de acceso al lugar que actúan como precios subrogados de los precios reales que generaría el mercado en una situación habitual (Suárez y Del Saz, 1998). Además, los visitantes de un espacio natural deben revelar una relación inversa entre cantidades y precios del bien consumido: las diferencias en los costes de acceso deben implicar diferencias en la cantidad demandada de servicios recreativos de un lugar dado.

El fundamento básico y necesario para la aplicación del método es la complementariedad débil entre el disfrute del bien ambiental y el de un bien privado dentro de la función de utilidad del individuo (Mäler, 1974), es decir, que la utilidad

⁶ Además, durante el mes de junio se llevó a cabo una prueba del estudio mediante la aplicación del cuestionario piloto a 30 visitantes.

marginal que aporta el disfrute de un bien ambiental es cero cuando la cantidad demandada del bien privado es también cero. A su vez, la condición de complementariedad débil puede descomponerse en dos interesantes propiedades: por un lado, debe existir un precio de exclusión para el bien privado que haga nula su demanda y, por otro lado, dado dicho precio, una mejora en la calidad o cantidad del bien ambiental no tendrá ninguna repercusión sobre la utilidad de la persona ni su gasto en el bien privado (que seguirá siendo nulo); esta segunda propiedad garantiza que el valor capturado por el método de los costes de viaje es exclusivamente un valor de uso.

A partir de lo anterior, es posible especificar un modelo simple de comportamiento del consumidor partiendo de la relación que existe entre el excedente del consumidor y la maximización de la utilidad. Freeman (1993), por ejemplo, propone un modelo basado en la función de producción de utilidad familiar en el que hace una serie de supuestos simplificadores: supone que sólo hay un espacio natural que visitar y que todas las visitas tienen la misma duración, por lo que el individuo se enfrenta a la maximización de una función de utilidad sujeta a una restricción de renta y tiempo como (1):

$$\begin{aligned} \max \quad & U = U(X, r, q) \\ \text{s.a.} \quad & Y = X + c_t r - p_w t^* \end{aligned} \quad [1]$$

donde r es el número de visitas al espacio por unidad de tiempo, q es la calidad del bien ambiental, X es la cantidad de un numerario cuyo precio es unitario, Y es la renta P_w es la tasa de salario, t^* es el tiempo total del individuo, y c_t representa el coste total de una visita al espacio, que se compone básicamente de la distancia de ida y vuelta desde el lugar de residencia, del coste por kilómetro de dicho desplazamiento, y del precio de una posible entrada para visitar el lugar. En la función de utilidad se supone que r y q son bienes complementarios⁷. De forma general, la resolución de la expresión (1) da lugar a una ecuación de demanda individual de visitas al lugar por motivos de recreo del tipo $r = r(c_t, Y, q)$.

La modalidad individual del método de los costes de viaje intenta averiguar la demanda de servicios recreativos de un determinado espacio natural para cada individuo en particular, de forma que se tiene en cuenta no sólo el coste de acceso, sino también otra información adicional revelada por el individuo. Esta modalidad del método fue desarrollada más tardíamente que la variante zonal y, aunque entraña mayo-

⁷ Además, el modelo asume que existe libertad para distribuir el tiempo entre trabajo y ocio, y que el tiempo dedicado a viajar y a disfrutar del espacio es detráido de otras actividades posibles (entre las que figura el trabajo). Lo anterior implica la existencia de un coste de oportunidad del tiempo dedicado a recreo, y que se asocia a la tasa de salario si se asume el trabajo no produce directamente utilidad.

res dificultades de análisis y mayor esfuerzo de recopilación de datos, se ha convertido en la preferida desde el punto de vista teórico por la mayor calidad de los resultados que arroja. En este caso, la función de demanda individual se puede expresar como:

$$r_{ij} = f(c_{ij}, y_i, g_i, q_i, s_{ij}) \quad [2]$$

donde la variable dependiente (r_{ij}) es el número de visitas que un mismo individuo realiza al lugar durante un periodo de tiempo, c_{ij} es el precio implícito o coste que tiene para el individuo i llegar al lugar j , y_i es la renta de la persona i , g_i es un vector de características sociodemográficas del individuo, q_i es un vector representativo de la calidad del lugar visitado, y s_{ij} es el coste para el individuo de visitar lugares sustitutivos del estudiado. Los resultados de la regresión mostrarán una función de demanda recreativa para el “visitante medio”⁸, que posteriormente puede ser agregada y permitirá conocer el valor recreativo del lugar y los beneficios sociales que este servicio ambiental proporciona.

3.2. Estimación del valor de uso recreativo

Un primer obstáculo en la aplicación empírica del método son los visitantes que están haciendo un viaje multipropósito. Con el fin de evitar que esto repercuta en una sobrestimación del excedente del consumidor, se han propuesto distintas soluciones al problema: una de ellas consiste en atribuir a cada lugar visitado por el individuo sólo la parte proporcional del coste de desplazamiento que le corresponda. Con este objetivo, se ha analizado la procedencia de los encuestados en el Parque de Somiedo, sus días de estancia en el mismo y el número lugares que visitan además de Somiedo, y se han podido distinguir cinco tipos de visitantes:

- Tipo 1: encuestados que han venido a pasar unos días de vacaciones exclusivamente a Somiedo.
- Tipo 2: individuos que reparten sus vacaciones entre Somiedo y otro/s lugar/es de Asturias y permanecen en este Parque durante varios días.
- Tipo 3: aquéllos que pasan unos días de vacaciones en Asturias o en algún otro lugar de las comarcas leonesas limítrofes con Somiedo, y que se desplazan un solo día a visitar el Parque.

⁸ Si en el proceso de recogida de datos se ha incluido además información acerca de la calidad de los servicios recreativos que provee el espacio natural, entonces es posible estimar cuáles pueden ser los cambios que se producirían en el valor recreativo del lugar si cambiase su calidad (si se produce una política que mejora infraestructuras, si se produce un incendio o una pérdida de fauna y flora, etc.).

Tipo 4: visitantes del Parque que realizan un amplio viaje en el que recorren varias Comunidades Autónomas, y durante unos días o un solo día se detienen en Somiedo.

Tipo 5: realizan su visita a Somiedo como una excursión de un día, es decir, parten desde su domicilio habitual y vuelven a dormir a este ⁹.

Está claro que los visitantes tipo 1 y 5 realizan un viaje de propósito único (que es visitar el P.N. de Somiedo), mientras que los visitantes tipo 4 están realizando un viaje multipropósito. Por otro lado, el grupo número 2 está formado por personas cuyo viaje tiene al menos dos propósitos, pero uno de ellos es visitar Somiedo y permanecer en el Parque varios días. Por último, los visitantes tipo 3 demuestran que la visita al Parque tiene en realidad un peso menor dentro del contexto global de su viaje. En función de esta distinción, se ha procedido a asignar a cada encuestado sólo la parte del coste de desplazamiento que sea exclusivamente atribuible al viaje al Parque de Somiedo: a los visitantes tipo 1 y 5 se les imputa todo el coste del desplazamiento, a los visitantes tipo 2 y 3 se les imputa un coste “mínimo” de desplazamiento proporcional al tiempo que, de su viaje total, destinan a estar en Somiedo, y a los individuos tipo 4 se les aplica, además de lo anterior, un factor de corrección del coste a la baja basado en el número de Comunidades Autónomas que visitan en su amplio viaje (incluyendo Asturias). Estos cinco grupos suman una muestra de 339 observaciones, de las cuales se ha decidido eliminar las correspondientes a visitantes que declararon no haber visitado el Parque por motivos recreativos (14), las que pertenecen a personas que han hecho una visita de ida y vuelta a Somiedo y que además han aprovechado ese mismo día para visitar otros lugares (5), y las observaciones con valores atípicos (2). Por tanto, la muestra válida con la que se trabaja consta de 318 observaciones ¹⁰.

Otra posible alternativa para el tratamiento de los visitas multipropósito consiste en eliminar directamente del análisis todas aquellas encuestas en las que el entrevistado haya manifestado que dedica su viaje a visitar múltiples emplazamientos. Según esto, en el estudio se ha introducido un segundo escenario basado en la estimación de la función de demanda recreativa a partir de 173 observaciones, submuestra resultante de eliminar de la muestra inicial de 318 individuos a los visitantes tipo 3 y 4.

Una segunda dificultad del método de costes de viaje radica en que no existe unanimidad acerca de qué aspectos deben ser considerados como costes de viaje en sentido estricto. Como expone Azqueta (1994), los costes de la visita se pueden agrupar básicamente en dos bloques: aquéllos que pueden considerarse “ineludibles” y se

⁹ Se trata de individuos que viven en Asturias o en León.

¹⁰ Otra alternativa posible en vez de haber eliminado del análisis a quienes han hecho una visita de ida y vuelta en el mismo día y han aprovechado, además, para visitar otros lugares, podría ser la de preguntarles en la encuesta si visitar el Parque ha constituido el principal motivo de su viaje. En caso afirmativo, se les podría incluir en la muestra.

derivan directamente del desplazamiento al lugar, y aquéllos considerados “discrecionales”. Dada la gran sensibilidad que el excedente del consumidor muestra ante la inclusión de cada uno de estos elementos, es aconsejable decantarse siempre por hipótesis más bien conservadoras.

Para el presente estudio, a las distancias kilométricas recorridas se les ha aplicado un coste medio del combustible de $0,8 \cdot$ por litro y un consumo medio por vehículo de 8 litros a los 100 km, lo que equivale a imputar un coste estándar de 0,064 euros/km. A este precio se le han añadido, según cada caso, los costes de peaje (una cantidad media adicional de 0,022 euros/km en el caso de suponer las rutas de acceso más rápidas, y 0,0067 euros/km si se eligen las más cortas). En cualquier caso, no se han tenido en cuenta otros posibles gastos del desplazamiento como podría ser la depreciación del vehículo, el recambio de piezas o cambios de aceite, el seguro, etc., debido a la dificultad que entraña su correcta imputación. Esta decisión, como han apuntado Del Saz y Pérez (1999) y Riera et al. (1994), implica recoger no tanto los costes reales sino los verdaderamente percibidos por el individuo y supone, por tanto, una imputación de costes conservadora. Adicionalmente, y dado el objetivo comparativo que tiene el estudio, la imputación de los costes de viaje percibidos (y no los reales) resulta la elección más correcta (Riera et al., 1994). Por otro lado, en aquellos casos en que el visitante se ha desplazado hasta el Parque en un medio de transporte distinto del vehículo propio, se ha contabilizado, en su caso, el coste del billete correspondiente, la tarifa habitual de alquiler de coches, etc. Tampoco se ha incluido como coste el asociado al tiempo de estancia en el Parque, al considerar que estos momentos realizando actividades recreativas y de esparcimiento son percibidos generalmente por el visitante como una satisfacción. De igual manera, no se han incluido como costes de viaje los derivados de la manutención y el alojamiento, hecho que, por otro lado, viene siendo habitual en la mayoría de estudios existentes hasta el momento.

Una tercera dificultad del método se encuentra en la inclusión y medición del coste de oportunidad del tiempo empleado en el viaje. Si los individuos disfrutan con el trayecto, este tiempo se percibe como algo placentero más que como un coste. Por otro lado, si la persona es libre de escoger su jornada de trabajo, entonces el valor de su tiempo libre viene claramente determinado por los incrementos salariales que puede dejar de percibir por no dedicar ese tiempo a trabajar; la realidad, no obstante, es que a la mayoría de las personas la asignación de su tiempo entre trabajo y descanso les viene normalmente impuesto¹¹. En segundo lugar, aunque se haya decidido incluir

¹¹ En este sentido, Larson (1993) apunta que solamente con aquéllas personas que pueden elegir libremente su combinación óptima de trabajo-ocio y que sientan una desutilidad al trabajar (trabajar no les reporta satisfacción) sería correcto emplear una fracción del salario como valor del tiempo

en el modelo el coste de oportunidad del tiempo empleado en el viaje, no está claro qué valor se le debe imputar (véase por ejemplo Riera, 1997; Shaw, 1992; McKean et al., 1995). Una alternativa para abordar la valoración del tiempo de viaje se puede basar en el análisis de la conducta de las personas a la hora de intercambiar tiempo de ocio (reducir el tiempo empleado en el viaje) a cambio de un cierto coste monetario. En el presente caso de estudio, se ha comprobado que, partiendo de la muestra de 318 observaciones, un 60% de los individuos eran asalariados, y un 82% declaró que el viaje por Asturias hasta llegar al Parque Natural le había resultado “más bien agradable”¹². Estas cifras sugieren que la mayor parte de visitantes son personas cuyo tiempo de ocio está predeterminado. Paralelamente, para la gran mayoría de entrevistados el tiempo empleado para acceder al Parque no ha supuesto un coste, ya que han disfrutado con el trayecto. Por estos dos motivos, se ha decidido no incorporar explícitamente un coste para el tiempo de viaje, y se ha optado, alternativamente, por contemplar dos escenarios posibles de análisis: la ruta de acceso al Parque más rápida y la más corta. Si se comparan los costes derivados de utilizar la ruta más rápida respecto a los de utilizar la más corta posible, las primeras derivan generalmente en unos costes de viaje algo superiores, ya que suelen cubrir distancias mayores y tener costes añadidos de peaje. No obstante, este diferencial de gasto es a menudo asumido si lo que se desea es llegar al destino lo antes posible: suponer que los visitantes escogen la ruta más rápida equivale a incorporar implícitamente un coste para el tiempo de viaje, mediante la imputación de un mayor coste a las rutas que proveen los mayores ahorros de tiempo en el desplazamiento¹³.

Cuadro 1.- Distancias medias recorridas por cada tipo de visitante para acceder al Parque

INDICADOR	TIPO 1	TIPO 2	TIPO 3	TIPO 4	TIPO 5
Nº de encuestados	97	52	52	93	24
Distancia media recorrida en km (ruta rápida)	372,3	570,6	686,3	632,6	85,6
Desviación típica (ruta rápida)	206,5	320,9	218,3	400	18,9
Distancia media recorrida en km (ruta corta)	352,1	547,9	609	603,8	73,63
Desviación típica (ruta corta)	202,3	303,8	221,3	368,8	17,32

¹² Además, en el caso de visitantes cuyo domicilio habitual estaba fuera del Principado, el 72% declaró que el viaje desde su lugar de origen hasta entrar en el Principado les había resultado más bien agradable.

¹³ Por el contrario, optar por escoger las rutas más cortas implicaría que los individuos desean, básicamente, ahorrar costes de combustible.

Una última dificultad que caracteriza a la modalidad individual del método de costes de viaje es la especificación de la función de demanda y su estimación econométrica. La variable dependiente (número de visitas realizadas al espacio por periodo de tiempo) es generalmente una variable discreta que adopta sólo unos pocos valores enteros positivos¹⁴. La segunda complejidad deriva del tipo de muestreo: cuando se recogen muestras in-situ se obtienen observaciones de individuos para los que la variable dependiente está truncada en cero, ya que los no participantes no serán observados. La consecuencia de ello es que resulta más apropiado estimar por máxima verosimilitud (para evitar la sobre-estimación del excedente del consumidor a la que conduciría el uso de mínimos cuadrados ordinarios) y utilizar los denominados “Count Data Models” o modelos de variable dependiente discreta no negativa. El tipo de distribución probabilística que puede seguir la variable dependiente será la de Poisson (si la media muestral condicionada de la variable explicada es igual que su varianza condicionada) o la Binomial Negativa (si dicha variable presenta sobre-dispersión). En tercer y último lugar, con muestras realizadas in-situ los visitantes frecuentes del espacio tienen una mayor probabilidad de ser muestreados que quienes son visitantes ocasionales, fenómeno que se conoce como “estratificación endógena de la muestra”.

En el caso de la muestra de 318 individuos, el 89,62% de ellos declara haber visitado Somiedo sólo en la presente ocasión en los últimos 12 meses, mientras que para la muestra reducida a 173 observaciones, la proporción es del 88,43%. Como consecuencia, la variable dependiente presenta relativamente pocos valores distintos de uno. Al analizar la posible presencia de sobre-dispersión en la variable explicada, la media muestral resultó ser en la muestra completa de 1,19 viajes por individuo en el último año, con una varianza de 0,65, y de 1,26 viajes con una varianza de 1,065 en la muestra reducida. Por tanto, parece que los datos muestrales indican a priori que la varianza muestral del número de viajes no supera a su media. Esta hipótesis de no sobre-dispersión se ha confirmado por medio de pruebas estimatorias de la función de demanda usando el modelo de distribución Binomial Negativa: tanto para el caso estándar como para la distribución Binomial Negativa con variable dependiente truncada, los estadísticos t-Student asociados a los contrastes de significación individual del parámetro α (que corrige en este modelo la sobre-dispersión) han resultado claramente no significativos.

Teniendo en cuenta estos aspectos, la estimación de la función de demanda de servicios recreativos del P.N. de Somiedo se ha realizado asumiendo que la variable

¹⁴ En algunos casos en que se advierte una gran variedad en el número de visitas realizadas y frecuencias significativas en todas ellas, algunos autores optan por considerar a la variable dependiente como continua y normalmente distribuida.

dependiente sigue una distribución de Poisson, cuya función de probabilidad responde a la expresión (3):

$$P(Y = y) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^y}{y!} \quad [3]$$

donde el parámetro $\lambda > 0$ representa tanto la media como la varianza de la variable aleatoria $y = 0, 1, 2, \dots$. En muestras in-situ, con presencia de truncamiento y estratificación endógena, es necesario introducir en los "Count Data Models" determinadas correcciones¹⁵ que adapten los modelos a ambas características. La corrección utilizada para solucionar el problema del truncamiento se basa en recoger la función de probabilidad condicionada. Siguiendo la notación de Creel y Loomis (1990):

$$P(Y = y | Y > 0) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^y}{y!} \left[\frac{1}{1 - e^{-\lambda}} \right] \quad [4]$$

con media condicionada. $E(Y | X, Y > 0) = \lambda(1 - e^{-\lambda})^{-1}$. Adicionalmente, la corrección utilizada para solucionar el problema de estratificación endógena se basa en considerar el número esperado de visitas de la población y el de la muestra (5), ya que lo más frecuente es que el promedio en esta última sea mayor que el de la población:

$$\text{prob}(Y = y | Y > 0) = \frac{e^{(-\lambda)} \lambda^{(y-1)}}{(y-1)!} \quad [5]$$

con media condicionada. $E(Y | X, Y > 0) = \lambda + 1$. Como apuntan Englin y Shonkwiler (1995), tomando como base (5), el modelo puede ser estimado de forma similar a un modelo estándar de Poisson realizando simplemente la transformación $w = y - 1$. Dado que es necesario que sea mayor que 0, es común especificar que λ_i varía exponencialmente según (6):

$$\lambda = \exp(X\beta) \quad \ln y_i = \ln \lambda_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{ij} \quad [6]$$

donde el λ parámetro dependerá log-linealmente de las variables explicativas.

3.3. Resultados alcanzados

A partir de la explotación de los datos recogidos en las encuestas a visitantes se han obtenido 13 variables inicialmente válidas para la estimación de los modelos de demanda

¹⁵ La importancia de estimar los modelos de demanda introduciendo las correcciones anteriores es de suma trascendencia. Varios estudios (Grogger y Carson, 1991; Englin y Shonkwiler, 1995) han sugerido que, cuando los modelos de estimación incluyen correcciones tanto para el truncamiento como para la estratificación endógena, se pueden usar las muestras in-situ de usuarios del recurso incluso para inferir la demanda latente de servicios recreativos del lugar de toda la población, y estimar así el valor del espacio, no sólo para los usuarios habituales, sino para la población en general.

recreativa del Parque. Como se describe en el Cuadro 2, “VECES” será la variable explicada de los modelos estimados, mientras que la variable que recoge los costes de viaje será “RÁPIDA” o “CORTA”, según el tipo de ruta de acceso supuesta. Aunque la inclusión de los costes de acceso a espacios naturales sustitutivos en la ecuación de demanda presenta importantes limitaciones (Ovaskainen et al., 2001), es posible contemplar algún tipo de variable que recoja, al menos, la existencia de emplazamientos alternativos al visitado ¹⁶. En este sentido, a los visitantes del Parque de Somiedo se les ha pedido considerar otros posibles espacios naturales que pudiesen ser para ellos un buen sustitutivo de Somiedo ¹⁷; como resultado, la variable dicotómica (“SUST_ESP”) recoge aquellos casos en que el visitante ha sabido citar algún emplazamiento alternativo a Somiedo, tanto dentro de Asturias como en el resto del territorio nacional.

Cuadro 2.- Variables utilizadas en la estimación de las funciones de demanda recreativa del Parque

NOMBRE	DESCRIPCIÓN
VECES	Número de visitas realizadas al Parque por motivos de recreo en el último año (incluida la visita en que se ha hecho la entrevista).
RÁPIDA	Coste de viaje por la ruta más rápida, en euros.
CORTA	Coste de viaje por la ruta más corta, en euros.
EDAD	Edad del encuestado.
HORAS	Horas que ha pasado ese día disfrutando de alguna actividad recreativa en el parque.
SEXO	Variable cualitativa dicotómica que toma valor 1 si el entrevistado es un hombre.
RENTABAJ	Variable cualitativa dicotómica que toma valor 1 si la renta personal media al mes es inferior a 600 €.
SATISFAC	Nivel de satisfacción (de 1 a 10) que le ha producido la visita.
MOTIVO_1	Variable cualitativa dicotómica que toma valor 1 si el motivo principal para visitar Somiedo fue conocerlo por primera vez o venir por una recomendación.
ACTIVIDAD	Variable cualitativa dicotómica que toma valor 1 si practica habitualmente deportes o aficiones relacionados con la naturaleza.
MIEMBRO	Variable cualitativa dicotómica que toma valor 1 si se pertenece a alguna organización o asociación de defensa medioambiental.
EDUC_UNI	Variable cualitativa dicotómica que toma valor 1 si se poseen estudios universitarios.
SUST_ESP	Variable cualitativa dicotómica que toma valor 1 si se considera como sustitutivos de Somiedo a otros espacios naturales fuera de Asturias.

¹⁶ Como señalan Suárez y Del Saz (1998), la omisión de lugares sustitutivos en la ecuación de demanda podría suponer una mala especificación del modelo y la obtención de coeficientes sesgados.

¹⁷ En concreto, la pregunta que se realizaba a los encuestados era: “¿Podría Vd. citar algún otro espacio natural al que hubiera podido ir si no hubiese venido a Somiedo y en el que pueda realizar actividades similares a las que ha practicado aquí hoy?”.

Las variables “SATISFAC”, “ACTIVIDAD” y ”EDUC_UNI” no han resultado significativas en ninguno de los modelos propuestos, por lo que se han eliminado de la estimación definitiva; por otro lado, para facilitar la consistencia de la comparación de resultados entre las distintas estimaciones, se han mantenido algunas variables cuyos coeficientes no han resultado significativos en todos los modelos.

Teniendo en cuenta que se han establecido escenarios alternativos, según la ruta de acceso considerada, la exclusión o inclusión de visitantes multipropósito y el modelo de Poisson elegido, se han estimado ocho posibles modelos de demanda, cuyos resultados se presentan en el Cuadro 3.

Cuadro 3.- Modelos estimados y excedente esperado del consumidor

	TOMANDO LA RUTA DE ACCESO MÁS RÁPIDA				TOMANDO LA RUTA DE ACCESO MÁS CORTA			
	MUESTRA COMPLETA		MUESTRA REDUCIDA		MUESTRA COMPLETA		MUESTRA REDUCIDA	
	PT	PTEE	PT	PTEE	PT	PTEE	PT	PTEE
Constante	-1,978* (0,714)	-2,680* (0,748)	-0,776 (0,746)	-1,377*** (0,793)	-1,956* (0,714)	-2,655* (0,748)	-0,791 (0,748)	-1,394*** (0,795)
COSTE	-0,048* (0,012)	-0,052* (0,013)	-0,057* (0,015)	-0,062* (0,016)	-0,065* (0,017)	-0,070* (0,018)	-0,074* (0,019)	-0,081* (0,020)
EDAD	0,030* (0,009)	0,033* (0,010)	0,027** (0,010)	0,030* (0,011)	0,030* (0,009)	0,033* (0,010)	0,027* (0,010)	0,031* (0,011)
HORAS	-0,150** (0,075)	-0,166** (0,079)	-0,241** (0,096)	-0,271* (0,102)	-0,154** (0,075)	-0,169** (0,078)	-0,246** (0,095)	-0,277* (0,101)
SEXO	1,703* (0,398)	1,845* (0,416)	1,408* (0,391)	1,588* (0,412)	1,701* (0,398)	1,841* (0,416)	1,417* (0,392)	1,596* (0,413)
MOTIVO_1	-1,485* (0,370)	-1,613* (0,381)	-1,599* (0,469)	-1,781* (0,488)	-1,477* (0,370)	-1,604* (0,382)	-1,614* (0,472)	-1,795* (0,491)
MIEMBRO	-0,797*** (0,415)	-0,856** (0,434)	-0,846*** (0,511)	-0,941*** (0,543)	-0,759*** (0,413)	-0,817*** (0,432)	-0,817 (0,510)	-0,906*** (0,542)
RENTAS_BA	1,789* (0,378)	1,955* (0,402)	1,665* (0,419)	1,845* (0,447)	1,801** (0,377)	1,964* (0,401)	1,746* (0,419)	1,930* (0,448)
SUST_ESP	0,587** (0,294)	0,639** (0,311)	0,692** (0,341)	0,768** (0,367)	0,605** (0,295)	0,658** (0,312)	0,720** (0,341)	0,799** (0,367)
N	318	318	173	173	318	318	173	173
Chi-cuad.	474,856	99,067	267,659	93,026	474,464	98,612	267,08	92,373
Log-L	-139,466	-145,708	-85,576	-90,12	-139,661	-145,936	-85,865	-90,447
Log-L restr.	-376,894	-195,242	-219,406	-136,633	-376,894	-195,242	-219,406	-136,633
Pseudo-R ²	0,639	0,253	0,609	0,34	0,629	0,252	0,608	0,338
R ² Pearson	0,541	0,199	0,663	0,204	0,517	0,193	0,644	0,215
E(EC)	24,79 €	22,88 €	22,10 €	20,32 €	18,30 €	17,00 €	17,03 €	15,55 €

Entre paréntesis la desviación estándar del coeficiente estimado.

* P-valor < 0,01

** P-valor < 0,05

*** P-valor < 0,1

PT = estimación según modelo de Poisson con variable dependiente truncada

PTEE = estimación según modelo de Poisson con variable dependiente truncada y endógenamente estratificada

Los signos de los coeficientes estimados son los esperados y se mantienen sea cual sea el modelo elegido. La variable asociada al coste del viaje tiene siempre un coeficiente con signo negativo, por lo que se cumple el supuesto básico del método que supone que dicho coste influye negativamente en el número de visitas realizadas al espacio natural. En segundo lugar, la edad es un factor que afecta positivamente a la demanda recreativa del Parque Natural. Por el contrario, el número de horas pasadas disfrutando del Parque parece afectar negativamente al número de visitas, hecho que puede deberse a que las visitas más cortas se asocian a personas que tienen más oportunidad de visitar el Parque debido a sus menores costes de desplazamiento (visitantes frecuentes). En cuarto lugar, el signo positivo de la variable relacionada con el género informa de que son los hombres quienes más frecuentemente visitan Somiedo. Por su parte, el signo positivo del coeficiente de la variable “RENTAS_BA” indica que tener una renta personal baja parece ser un factor que influye positivamente en el número de visitas; la razón de este resultado puede radicar en que el Parque es un lugar fácilmente accesible, está dotado de equipamientos gratuitos y cuenta con una variada y relativamente asequible oferta de instalaciones hoteleras y de restauración. Por el contrario, visitar Somiedo por primera vez o por la recomendación de otras personas tiene un efecto negativo sobre la variable respuesta, ya que los visitantes más frecuentes se mueven por motivos más relacionados con la práctica de algún deporte o afición. Igualmente, parece corroborarse la influencia negativa que tiene la pertenencia a colectivos de defensa medioambiental y de protección de la naturaleza en la determinación de la frecuencia de visitas: este mismo resultado ya había sido alcanzado en otros trabajos similares ¹⁸ y, en general, puede explicarse por el hecho de que estas personas suelen tener un amplio conocimiento de los espacios naturales y son más sensibles a los emplazamientos sustitutivos. Finalmente, considerar otros espacios naturales situados fuera del Principado de Asturias como sustitutivos de Somiedo influye positivamente en el número de visitas realizadas al Parque; esto puede deberse a que Somiedo es percibido por un amplio sector de visitantes como un destino vacacional, con grandes posibilidades recreativas y respecto al cual se sienten “fidelizados”.

Resulta también de gran interés analizar cómo afectan al coeficiente asociado con los costes del viaje (y a las medidas de bienestar) los distintos escenarios propuestos. En primer lugar, atendiendo a los resultados en función del tipo de trayecto que supuestamente pueden haber elegido los individuos se comprueba que el valor del coeficiente estimado para el coste del viaje cambia sensiblemente de suponer al acceso por las rutas más rápidas (mayores ahorros de tiempo) a suponer las más cortas (mayores ahorros de combustible), y este cambio es prácticamente igual de intenso con inde-

¹⁸ Véase, por ejemplo, Pérez y Pérez et al. (1996)

pendencia de incluir o excluir de la muestra a visitantes que están realizando un viaje multipropósito.

En segundo lugar, atendiendo a los resultados obtenidos en función de haber incluido o excluido a los visitantes multipropósito se constata que, en términos absolutos, el coeficiente que acompaña a los costes de viaje es menor cuando se incluye a este colectivo en el análisis, hecho que conduciría a valores mayores de las medidas de bienestar incluso en el supuesto (como sucede en este caso de estudio) de haber realizado una minuciosa imputación de costes en función de los días de estancia y de la cantidad de destinos recorridos.

En último lugar, las estimaciones obtenidas a partir de los dos tipos de modelo de Poisson ensayados demuestran, a partir de los valores alcanzados por el logaritmo de la función de verosimilitud y por los coeficientes de determinación, que el modelo de Poisson de variable dependiente truncada es el que en todos los casos se ajusta mejor a los datos del estudio.

Por otro lado, se puede comprobar a qué hipótesis de partida es más sensible el valor del coeficiente estimado para la variable que representa los costes de viaje. Realizando comparaciones similares a las de los párrafos anteriores, las mayores variaciones netas en el valor del coeficiente estimado las determina el tipo de ruta elegida, ya que si se supone que los individuos valoran más los ahorros de tiempo en el trayecto y acceden al Parque por las rutas más rápidas se pueden dar descensos netos del coeficiente estimado de entre (0,017) y (0,019) respecto a los valores obtenidos al no incluir ninguna consideración acerca del coste del tiempo de viaje. Por el contrario, el supuesto al que las estimaciones muestran una menor sensibilidad es el tipo de distribución de Poisson elegida: el incremento neto experimentado por el coeficiente de los costes de viaje cuando se supone que la variable dependiente está truncada y endógenamente estratificada es sólo de entre (0,0041) y (0,076) respecto a la opción de ignorar la posible estatificación endógena de la muestra ¹⁹.

Como apuntan Hellerstein y Mendelsohn (1993), en los “Count Data Models” la función de demanda estimada es en realidad una distribución de probabilidad del número de viajes, cuya esperanza indica el número de visitas para cada coste; de esta manera, es posible obtener una medida del valor esperado del excedente del consumidor integrando por debajo de la curva de demanda de viajes. Si se asume que la

¹⁹ Este último aspecto está en consonancia con resultados como los alcanzados en Ovaskainen et al. (2001), donde, incluso habiendo un mejor funcionamiento de los modelos corregidos ante el truncamiento y la estratificación endógena respecto a los que sólo corrigen ante el truncamiento, las mejoras en la bondad del ajuste y las diferencias posibles en el valor de los coeficientes estimados resultaban realmente pequeñas.

demanda de viajes sigue una distribución de Poisson, la estimación puntual del excedente esperado del consumidor se calculará según (7):

$$E(EC) = -\lambda / \beta_p \quad [7]$$

donde es la media del número de viajes y β_p es el valor del coeficiente estimado para la variable que representa los costes de viaje. En la parte inferior del Cuadro 3 se muestran los resultados obtenidos para cada una de las ocho estimaciones de la función de demanda recreativa del Parque Natural de Somiedo. Como puede comprobarse, las medidas de bienestar varían notablemente según los criterios adoptados, y las estimaciones más conservadoras son las que se obtienen al excluir del análisis a los visitantes que realizan un viaje multipropósito e ignorar el posible coste de oportunidad del tiempo de viaje.

4. APLICACIÓN DEL MÉTODO DICOTÓMICO SIMPLE DE VALORACIÓN CONTINGENTE

4.1. Fundamentos Teóricos

El método de valoración contingente ha sido ampliamente utilizado en la valoración de recursos biológicos, hábitats y paisajes. Se trata de un método directo, ya que obtiene directamente la valoración monetaria del individuo en un contexto representado por un mercado hipotético en el que el entrevistado tiene que expresar su máxima disposición al pago (DAP) o su mínima disposición a ser compensado (DAC) ante una potencial medida que altere la situación actual del bien público analizado. Concretamente, por medio de un cuestionario de preguntas que juega el papel de mercado hipotético, un entrevistador representa la oferta del bien ambiental, informa al encuestado de las características del bien, e intenta obtener de este una valoración monetaria que represente el cambio experimentado en su bienestar cuando se produce una alteración en la calidad o cantidad del bien en cuestión.

En general, el método presenta dos limitaciones importantes. La primera surge de la necesidad de proveer la información requerida para que los encuestados sean capaces de valorar recursos y funciones naturales que a menudo no les son familiares o procesos ambientales que entrañan cierta complejidad (OECD, 2002). La segunda es la potencialidad del método para obtener estimaciones sesgadas debido, principalmente, a factores relacionados con el diseño del mercado contingente, la selección de la muestra y el enfoque dado a las preguntas de valoración (León, 1995). No obstante, el conocido informe elaborado por una comisión de expertos para la NOAA (Arrow et al., 1993) en relación a la validez del método concluyó que este podía arrojar esti-

maciones fiables de valor (en referencia, básicamente, a valores de no-uso) siempre que se llevase a cabo un correcto diseño del mercado hipotético ²⁰.

Dentro de las distintas modalidades de pregunta de valoración que pueden ser implementadas, el formato dicotómico ha sido profusamente usado en los últimos tiempos. Bishop y Heberlein (1979) lo aplicaron por primera vez a la valoración de bienes ambientales y, posteriormente fue recomendado por los expertos del *NOAA Panel* al considerar que el uso del formato binario evita la aparición de los sesgos estratégicos, imprime facilidad de respuesta, y representa un proceso de toma de decisiones similar al que experimentamos habitualmente en los mercados. No obstante, no debe olvidarse que este formato generalmente induce al sesgo del precio de partida, proporciona menor información sobre la disposición al pago que otros formatos posibles como el dicotómico doble o la respuesta abierta, y requiere, por tanto, mayores tamaños de muestra para obtener niveles de error similares (Riera, 1994).

Las respuestas de aceptación o rechazo al precio guía que se propone al entrevistado en el formato dicotómico pueden ser ajustadas a través de modelos de elección discreta logit y probit, junto con la propia cuantía de los precios ("bids") y otras variables socioeconómicas. Hanemann (1984) demostró que, en un contexto de utilidad aleatoria, es posible obtener medidas de bienestar a partir de las respuestas discretas a la pregunta dicotómica de DAP. El supuesto de partida es que el investigador no tiene información perfecta acerca de las preferencias de los individuos en distintos estados (por ejemplo, de calidad ambiental): el objetivo del individuo es maximizar la utilidad comparando la satisfacción que le reporta cada estado y sólo él conoce sus propias preferencias. La función indirecta de utilidad responde a la expresión $U(j, \gamma; S)$, donde j indica el estado de un bien ambiental en un determinado momento del tiempo γ , representa la renta del individuo y S es un vector que contiene sus características socioeconómicas. Dado que las preferencias del individuo son desconocidas por el investigador, la utilidad en cada estado se convierte en una variable aleatoria según (8):

$$U(j, \gamma; S) = V(j, \gamma; S) + \varepsilon_j, \quad j = 0, 1 \quad [8]$$

Si el investigador ofrece un precio de salida P , por ejemplo, por evitar un deterioro del estado ambiental actual, la respuesta de aceptación o rechazo del encuestado es para el primero una variable aleatoria cuya función de probabilidad es:

$$P_0 = \Pr[V(0, \gamma - P; S) + \varepsilon_0 \geq V(1, \gamma; S) + \varepsilon_1] = \Pr(\varepsilon_1 - \varepsilon_0 \leq \Delta V) = F_\tau(\Delta V) \quad [9]$$

²⁰ Básicamente, tiene que ver con: (1) diseñar un mercado hipotético neutral y lo más real posible, (2) utilizar preferentemente el formato referéndum, (3) enfocar la pregunta de valoración en términos de disposición al pago aun en aquellos casos en que lo más correcto sería preguntar por la compensación exigida.

donde P_0 es la probabilidad de aceptar el precio propuesto, ε_0 y ε_1 son variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas con media cero que representan la parte no observada por el investigador, $P_1 = 1 - P_0$ es la probabilidad de rechazar el precio, ΔV es el diferencial de utilidad entre los dos momentos del tiempo, y $\tau = \varepsilon_1 - \varepsilon_0$ y $F_\tau(\bullet)$ es la función de distribución acumulada de τ . Para estimar el modelo (9), generalmente se supone que la función de distribución acumulada es logística (modelo logit) o normal (modelo probit), y que los incrementos de utilidad son lineales ($\Delta V = \alpha + \beta P$) o log-lineales ($\Delta V = \gamma + \theta \log(P)$).

Retomando otra vez (9), si el individuo está dispuesto a pagar el precio P , entonces ($\Delta V \geq \tau$) y el excedente equivalente E será mayor o igual que P , a partir de lo cual se deduce:

$$F_\tau(\Delta V) = \Pr(\Delta V \geq \tau) = \Pr(E \geq P) = 1 - G_E(P) \quad [10]$$

donde $G_E(P)$ es la función de distribución acumulada de la DAP del individuo (Kjörström, 1990). A partir de (10), es posible estimar el modelo dicotómico por máxima verosimilitud²¹: si el individuo recibe un precio de salida P_i y tiene una disposición al pago de E_i , entonces la probabilidad de recibir una respuesta de aceptación es $F_\tau(\Delta V_i)$ y es posible definir una variable dicotómica que represente la repuesta de aceptación del individuo ($I_i = 1$) o de rechazo ($I_i = 0$).

Una vez estimados los parámetros del modelo, se puede obtener el cambio producido en el bienestar de los individuos ante un cambio en la calidad ambiental por medio de magnitudes como la media o la mediana de la DAP, que están vinculadas a la especificación que se haya hecho del modelo empírico de incremento de utilidad. En términos generales, para una función de distribución definida en todo $\Re$, la media de la DAP se expresa como:

$$E\{E\} = \int_0^\infty [1 - G_E(P)] dP - \int_{-\infty}^0 G_E(P) dP \quad [11]$$

Si se supone que la función de incremento de utilidad es lineal, Kjörström (1990) demostró que la media coincide con la mediana para cualquier tipo de distribución $F_\tau(\bullet)$ definida en todo $\Re$ y es posible simplificar considerablemente el cálculo de

²¹ El logaritmo de la función de verosimilitud puede expresarse como:

$$\log L = \sum_{i=1}^n \{I_i \log F_\tau(\Delta V_i) + (1 - I_i) \log [1 - F_\tau(\Delta V_i)]\}$$

(11) reduciéndolo a:

$$C = C^* = \alpha / \beta \quad [12]$$

Paralelamente, si se supone que ΔV es log-lineal, entonces la función de distribución se restringe sólo a valores no negativos y la media se calcularía como:

$$C^+ = E\{E\} = \int_0^{\infty} [1 - G_E(P)] dP \quad [13]$$

Sin embargo, en la práctica, la DAP por parte de los individuos está limitada por su renta, por lo que podría resultar más apropiado utilizar estadísticos en los que la función de distribución se encuentre truncada superiormente (Bishop y Heberlein, 1979; Seller et al., 1985). En este sentido, como punto de truncamiento suele elegirse el precio de salida máximo ofrecido al individuo (P^m) o bien el valor de la DAP que corresponde al percentil noventa. En este último supuesto, el cálculo de la media truncada se define como:

$$C^t = \int_0^{P^m} [F_r(\Delta V(P))] dP \quad [14]$$

4.2. Estimación del valor de uso recreativo

Como ya se ha mencionado, en el presente estudio se incluyó en el cuestionario de visitantes un bloque de preguntas destinadas a obtener mediante valoración contingente el valor de uso recreativo presente y futuro (valor de opción) del Parque Natural de Somiedo.

El vehículo de pago utilizado ha sido el precio de una hipotética entrada para acceder a visitar el Parque; como apuntan Del Saz et al. (2000), los beneficios derivados del uso recreativo de los espacio naturales mantienen cierta similitud con los derivados del uso de otros bienes privados, por lo que la elección de un precio de entrada como vehículo de pago resulta más familiar para el usuario y provoca menos respuestas protesta. La modalidad elegida para las preguntas de declaración del valor ha sido el formato dicotómico seguido de una pregunta final abierta destinada a aumentar la cantidad de información recibida acerca de la DAP del individuo. A este formato mixto tradicional se le ha precedido de una pregunta previa destinada a conocer exclusivamente la disposición (o no disposición) al pago que pueden tener los individuos por el uso recreativo del espacio, sin entrar en ningún tipo de valoración. Como seña-

lan Barreiro et al. (2003), la inclusión de esta pregunta conlleva ciertas ventajas para el análisis: por un lado, permite detectar rápidamente las respuestas protesta, ya que a los individuos que no están dispuestos a pagar la entrada se les pregunta inmediatamente después por la razón de su negativa; por otro lado, disminuye la posibilidad de recibir respuestas positivas falsas provenientes de encuestados que no se atreven a dar directamente una respuesta de cero, y reduce la posibilidad de recibir excesivas respuestas adicionales de protesta ²². Una vez realizada esta primera pregunta de DAP, en caso de aceptación, se ofrece al encuestado un precio aleatorio de salida mediante una pregunta dicotómica simple para que lo acepte o rechace; en caso contrario, se le pide directamente el motivo de su rechazo, de modo que este queda identificado como una respuesta de protesta o como un cero verdadero.

En el proceso de elección del vector de precios de salida se optó por un abanico de 6 precios (2, 3, 5, 6, 9, 12 euros), que se ofrecieron aleatoriamente a los encuestados dispuestos a pagar por disfrutar un día del Parque ²³, y que fueron obtenidos a partir de las respuestas más frecuentes a la pregunta abierta de DAP que se realizó en la encuesta piloto. Finalmente, se les propuso una pregunta abierta en la que libremente declaraban su máxima DAP.

4.3. Resultados alcanzados

Para estimar el valor de uso del Parque mediante valoración contingente se ha partido de las muestras de 318 y 173 observaciones respectivamente, con el fin de alcanzar resultados comparables a los obtenidos tras la aplicación del método individual de costes de viaje.

En primer lugar, se ha obtenido la proporción de encuestados que estarían dispuestos a pagar una hipotética entrada para disfrutar de los servicios recreativos del Parque de Somiedo. Como muestra en el Cuadro 4, el 72,64% de los individuos de la muestra completa y el 70,52% de los pertenecientes a la muestra que excluye a los visitantes multipropósito declaran tener una DAP positiva. Analizando la proporción que ha manifestado no estar dispuesta a realizar dicho pago, puede comprobarse que, coincidiendo con lo apuntado por Mitchell y Carson (1989), el porcentaje de individuos que ha emitido una respuesta de protesta de encuentra entre el 20 y el 30%, y que sólo

²² La pregunta inicial de disposición al pago realizada a los visitantes era: *"Imagine que para acceder al Parque se hubiera establecido una entrada: en función de los gastos que ya ha tenido para venir y de lo que ha disfrutado con esta visita, ¿estaría Vd. dispuesto a pagar algo por dicha entrada para poder visitar el espacio, sabiendo además que con ello contribuiría a la futura conservación de este paraje?"*.

²³ Existe una amplia literatura sobre el diseño, selección y asignación de los precios de salida en el modelo dicotómico simple. Ver por ejemplo Alberini (1995), Cooper (1993), Duffield y Patterson (1991), Gándara y Riera (2002), Júdez et al. (2000).

dos personas en la muestra completa y una persona en la muestra reducida manifestaron tener verdaderamente una DAP nula²⁴.

Cuadro 4.- Distribución de las respuestas de encuestados a las preguntas de disposición al pago de una entrada para visitar el Parque

DISPOSICIÓN AL PAGO	Nº ENCUESTADOS		PROPORCIÓN	
	MUESTRA COMPLETA	MUESTRA REDUCIDA	MUESTRA COMPLETA	MUESTRA REDUCIDA
SÍ	231	122	72,64%	70,52%
NO	83	49	26,10%	28,32%
Respuestas protesta	81	48	25,47%	27,75%
Ceros reales	2	1	0,63%	0,58%
NO SABE / NO CONTESTA	4	2	1,26%	1,16%
TOTAL	318	173	100%	100%
DISPOSICIÓN AL PAGO DEL BID PROPUESTO	Nº ENCUESTADOS		PROPORCIÓN	
	MUESTRA COMPLETA	MUESTRA REDUCIDA	MUESTRA COMPLETA	MUESTRA REDUCIDA
SÍ DAP	139	72	60,17%	59,02%
NO DAP	91	49	39,39%	40,16%
NO SABE SI ESTARÍA DAP	1	1	0,43%	0,82%
TOTAL	231	122	100%	100%

Para estimar la DAP media (o mediana) según el modelo de Hanemann (1984) sólo es necesario analizar las respuestas de los individuos que están dentro del hipotético mercado²⁵. Se han realizado dos estimaciones correspondientes a una submuestra de 230 observaciones (procedente de la muestra completa) y a otra de 121 individuos (procedentes de la muestra reducida)²⁶. La variable dependiente en este caso es la

²⁴ Estos ceros reales se identificaron con respuestas del tipo: “No tengo ingresos suficientes para pagar la entrada / No me lo podría permitir” y “Creo que no merece la pena pagar una entrada para visitar este espacio natural”.

²⁵ No obstante, una alternativa igualmente válida para el presente caso de estudio podría haber sido la de estimar un modelo de elección discreta logit o probit tradicional, que incorpore los ceros reales: aunque en muchos estudios esta práctica implica la obtención de medidas de bienestar con signo negativo debido a una presencia considerable de ceros en la disposición al pago, en este trabajo, dado que sólo existen dos observaciones de este tipo en la muestra completa (y una observación en la muestra reducida), los resultados alcanzados mediante el modelo de Hanemann (1984) apenas sufren variación alguna respecto a los obtenidos mediante un logit o probit que incorpore las respuestas que representan ceros reales.

²⁶ Se ha descartado en ambas submuestras una observación perteneciente a una persona que, aunque reconocía en la primera pregunta estar dispuesta a pagar, no supo decir si aceptaba o rechazaba el precio de salida propuesto.

“aceptación o rechazo del precio de salida” ofrecido al encuestado, que es una variable discreta que adopta valor “1” si el encuestado acepta pagar el precio aleatorio de partida y valor “0” en caso contrario. Las estimaciones han sido realizadas por máxima verosimilitud, suponiendo tanto una función de distribución acumulada de la DAP de los individuos de tipo logístico como log-logístico. Aunque el propio Hanemann (1984) ha argumentado que la especificación log-lineal de no es consistente con la maximización de la utilidad, lo cierto es que la regularidad empírica muestra que este tipo de especificación suele redundar en una mejor calidad de ajuste a los datos y, al estar definida la función sólo en el conjunto de números reales positivos, es más consistente con la distribución de la DAP de los individuos, cuya media queda restringida a tomar valores entre cero e infinito (Júdez et al., 2003; León, 1995).

Cuadro 5.- Modelos estimados y disposición al pago media

VARIABLES	MUESTRA COMPLETA		MUESTRA REDUCIDA	
	ΔV lineal	ΔV log-lineal	ΔV lineal	ΔV log-lineal
Constante	2,616* (0,353)	4,146* (0,575)	2,291* (0,460)	3,768* (0,745)
BID	-0,350* (0,049)	-2,189* (0,308)	-0,302* (0,063)	-1,990* (0,397)
N	230	230	121	121
Chi-cuad.	65,548	71,967	28,3238	34,2132
Log-L	-122,018	-118,808	-67,877	-64,932
Log-L restringido	-154,792	-154,792	-82,039	-82,039
Pseudo-R ²	0,211	0,232	0,172	0,208
% Predic. Correctas	0,739	0,739	0,727	0,727
Media DAP	7,47 €	9,63 €	7,59 €	10,48 €
Media truncada DAP ($P^m=10\%$)	6,49 €	6,59 €	6,28 €	6,55 €

Entre paréntesis la desviación estándar del coeficiente estimado

* P-valor < 0,01

El Cuadro 5 muestra los resultados de las estimaciones. Como viene siendo habitual en este tipo de estudios, el valor del logaritmo de la función de verosimilitud corrobora el mejor ajuste a los datos que reportan las especificaciones log-logísticas respecto a las logísticas. En la misma línea, se comprueba también que el valor del Pseudo-R² es superior cuando se supone que la función de incremento de utilidad es log-lineal. Por otro lado, los signos de los coeficientes estimados son los esperados: el signo negativo del parámetro que acompaña al precio de salida (*BID*) indica que la probabilidad de tener una DAP positiva por una entrada para visitar el Parque Natural disminuye conforme aumenta la cuantía del precio ofrecido.

La parte inferior del Cuadro 5 muestra el cálculo de las medidas de bienestar asociadas. Debido a su propiedad de agregación, se ha optado en este caso por elegir la media como medida de bienestar. Además, se ha calculado el valor de la media truncada en 10 euros, que es el precio que se corresponde con el valor del percentil 90 de nuestra DAP declarada en ambos tipos de muestras.

De los resultados arriba obtenidos se advierte, en primer lugar, que el valor de la DAP media truncada es bastante estable entre los dos tipos de muestra y los dos posibles modelos especificados (en torno a 6,5 •), siendo un poco superiores en el caso de optar por la especificación log-logística respecto a la opción logística. Por el contrario, cuando se analizan los resultados de la medida no truncada, el valor de la DAP media sí varía sensiblemente en cada tipo de muestra según la especificación que se haya supuesto para el modelo. Finalmente, puede observarse que la DAP media no truncada es superior en la muestra reducida que excluye a los visitantes que están haciendo un viaje multipropósito; no obstante, si se observa la media truncada de la DAP, los resultados apenas varían para un tipo de muestra o el otro, siendo incluso ligeramente inferiores en la muestra reducida en comparación con la completa.

5. CONCLUSIONES

En España, estudios como los llevados a cabo por Pérez y Pérez, et al. (1996), Álvarez Farizo (1999) y Barreiro (1999), Del Saz (1996), Pérez y Pérez, et al. (1998), Rebolledo y Pérez (1994), Loureiro y Albiac (1994) y Farré (2003), han estimado el valor de uso de un espacio natural tanto por el método de valoración contingente como por el del método individual de los costes de viaje. Una característica común a todos ellos es que, al contrario de los que sería esperable desde el punto de vista teórico, los valores de uso obtenidos por el método indirecto son superiores a los estimados mediante el método directo. En el meta-análisis realizado por Carson et al. (1996), que compara las estimaciones de valor obtenidas por el método de valoración contingente y por técnicas de preferencias reveladas para 83 estudios, se llega también a las mismas conclusiones.

Los resultados alcanzados en el presente artículo en relación a la estimación del valor de uso recreativo del Parque Natural de Somiedo están en la línea de lo obtenido en los estudios antes citados: cualquiera de las estimaciones de valor obtenidas bajo el modelo dicotómico simple de valoración contingente es inferior a la más conservadora de las obtenidas bajo el método individual del coste de viaje, pese al hecho de que la primera de las medidas incorpora no sólo el valor directo de uso recreativo, sino también al valor de opción. Si se toman las dos estimaciones más conservadoras del valor de uso recreativo del espacio por visitante, el ratio de comparar el resultado del método individual de costes de viaje respecto al obtenido con el método dicotómico de valoración contingente (15,55 y 6,28 euros respectivamente) alcanza un valor de 2,48, muy cercano

al ratio de 2,62 que Carson et al. (1996) encuentran en su análisis²⁷; además, según los resultados que muestran estos mismos autores en su trabajo, las medidas de bienestar obtenidas por ambos métodos mantendrían una correlación directa significativa.

Los resultados obtenidos por el método individual de los costes de viaje son especialmente sensibles a las hipótesis de partida que se realicen acerca del valor económico del tiempo de viaje: las mayores variaciones en el excedente del consumidor las determina el tipo de ruta elegida, según se suponga que los individuos valoran más los ahorros de tiempo en el trayecto y acceden al Parque por las rutas más rápidas o, por el contrario, se interprete que las personas accederán por aquellas rutas que supongan, básicamente, mayores ahorros de combustible. Esto permite concluir que, dada la trascendencia que tiene la correcta imputación del coste de oportunidad del tiempo de viaje en las medidas de valor obtenidas, de cara a futuros estudios, es aconsejable averiguar cómo cada individuo intercambia ahorros en su tiempo de ocio por un coste monetario; en este sentido, sería interesante preguntar al encuestado si ha optado por los trayectos más rápidos para llegar al espacio y si ello le ha supuesto costes de viaje adicionales (básicamente peajes), o ha optado por otros tipos de rutas que implican un coste menor (ahorros de combustible y peajes).

Por otro lado, los resultados alcanzados por el modelo dicotómico de valoración contingente, además de estar posiblemente afectados en cierto grado por el sesgo del precio de partida derivado de la metodología de estimación que se eligió, son especialmente sensibles al truncamiento o no truncamiento de la DAP media de los encuestados: si la media de la DAP no se trunca, se obtienen diferencias considerables del excedente del consumidor en función de cuál sea la especificación elegida para el modelo (logístico o log-logístico). En cambio, si se ofrece como medida de bienestar la media truncada de la DAP, los valores tienden a ser menores que en el caso de la media no truncada y mucho más estables, independientemente del tipo de muestra elegida (con o sin visitantes multipropósito) o del tipo de modelo especificado (logístico o log-logístico).

Para obtener los beneficios sociales generados en 2003 a partir del uso recreativo del espacio se han utilizado los datos del registro de visitantes que mantiene el Centro de Recepción e Interpretación del Parque Natural de Somiedo. Se ha estimado que, como mínimo, unos 75.000 adultos han visitado el Parque a lo largo del año 2003 con fines de recreo. Esta cifra implica que Somiedo tiene un valor de uso recreativo de al menos 1.166.250 euros si se toma la valoración más conservadora obtenida a través de métodos indirectos, o de 471.000 euros si se opta por la estimación más conservadora obtenida por un método directo. Este valor, junto con otros que no han sido estimados en este estudio y que tienen una enorme importancia en el Parque (valor del aprovechamiento agroganadero, valor de existencia y conservación, valor de uso científico y educativo, valor de uso cinegético, etc.), conformarían el Valor Económico Total del espacio, que puede ser usado, por ejemplo, en la aplicación del análisis coste-beneficio para la toma de decisiones sobre políticas relacionadas con el Parque.

²⁷ Es el resultado correspondiente al ratio RP/CV para la muestra reducida al 5%.

Agradecimientos

* Los autores desean agradecer las sugerencias de Ana Colubi y Gil González, así como los valiosos comentarios realizados por los evaluadores. Todo error que permanezca es imputable sólo a los autores.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 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-FARIZO, B. (1999): *El análisis de la demanda recreativa de espacios naturales. Aplicación al Parque Nacional de Ordesa y Monte Perdido*, Publicaciones del Consejo de Protección de la Naturaleza de Aragón, Serie Investigación, nº 20.
- ARROW, K., R. SOLOW, P.R. PORTNEY, E.E. LEAMER, R. RADNER y H. SCHUMAN (1993): *Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation*, National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA), Federal Register V.58 nº10, January 11.
- AZQUETA, D. (1994): *Valoración económica de la calidad ambiental*, McGraw-Hill, Madrid.
- AZQUETA, D. y L. PÉREZ Y PÉREZ (Eds.) (1996): *Gestión de los Espacios Naturales. La demanda de servicios recreativos*, McGraw-Hill, Madrid.
- BARREIRO, J. (1999): *Valoración de los beneficios derivados de la protección de espacios naturales: el caso del Parque Nacional de Ordesa y Monte Perdido*, Ministerio de Medio Ambiente, Publicaciones del Organismo Autónomo Parques nacionales, Colección Técnica, Madrid.
- BARREIRO, J., J.M. CASADO, L. PÉREZ Y PÉREZ y M.A. MUÑOZ (2003): "Valoración de las especies y espacios protegidos en Aragón. Evidencia en un modelo Spike e inclusión de las preferencias inciertas en un modelo de valoración contingente", *VI Encuentro de Economía Aplicada*, Granada.
- BISHOP, R.C. y T.A. HEBERLEIN (1979): "Measuring values of extramarket goods: Are indirect measures biased?", *American Journal of Agricultural Economics*, 61, pp. 926-930.
- CAMERON, T.A. (1992): "Combining contingent valuation and travel cost data for the valuation of nonmarket goods", *Land Economics*, 68 (3), pp. 302-317.
- CARSON, R.T., N.E.FLORES, K.M. MARTIN y J.L. WRIGHT (1996): "Contingent valuation and revealed preference methodologies: comparing the estimates for quasi-public goods", *Land Economics*, 72 (1), pp. 80-99.
- COOPER, J.C. (1993): "Optimal bid selection for dichotomous choice contingent valuation surveys", *Journal of Environmental Economics and Management*, 24, pp. 25-40.
- CREEL, M.D. y J.B. LOOMIS (1990): "Theoretical and empirical advantages of truncated count data estimators for analysis of Deer Hunting in California", *American Journal of Agricultural Economics*, 72, pp. 434-441.
- DEL SAZ, S. (1996): *La demanda de servicios recreativos de espacios naturales: aplicación del método de valoración contingente al Parque Natural de L'Albufera*, Tesis doctoral, Dpto. de Estructura Económica, Economía Aplicada II, Universidad de Valencia.

- DEL SAZ, S. y L. PÉREZ Y PÉREZ (1999): "El valor de uso recreativo del Parque Natural de L'Albufera a través del método indirecto del coste de viaje", *Estudios de Economía Aplicada*, 11. pp. 41-62.
- DEL SAZ, S., J. BARREIRO y L. PÉREZ Y PÉREZ (2000): "Estimación de medidas de bienestar mediante valoración contingente. Una aproximación no paramétrica", *III Encuentro de Economía Aplicada, Valencia*.
- DUFFIELD, J. y D. PATTERSON (1991): "Inference and optimal design for a welfare measure in dichotomous choice contingent valuation", *Land Economics*, 67, 225-239.
- ENGLIN, J. y J.S. SHONKWILER (1995): "Estimating social welfare using count data models: an application to long-run recreation demand under conditions of endogenous stratification and truncation", *The Review of Economics and Statistics*, 77 (1), pp. 104-112.
- FARRÉ, M. (2003): "El valor de uso recreativo de los espacios naturales protegidos. Una aplicación de los métodos de valoración contingente y del coste del viaje", *Estudios de Economía Aplicada*, 21 (2), pp. 297-320.
- FREEMAN III, A.M. (1993): *The measurement of environmental and resource values; theory and methods*, Resources for the Future, Washington D.C.
- GÁNDARA, G. y P. RIERA (2002): "Corrección del sesgo del precio de salida en aplicaciones del formato mixto del método de valoración contingente", *V Encuentro de Economía Aplicada, Oviedo*.
- GROGGER, J.T. y R.T. CARSON (1991): "Models for truncated counts", *Journal of Applied Econometrics*, 6, 225-238.
- HAAB, T. y K. MCCONNELL (2002): *Valuing Environmental and Natural Resources. The Econometrics of Non-Market Valuation*, Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham.
- HANEMANN, W.M. (1984): "Welfare evaluation in contingent valuation experiments with discrete responses", *American Journal of Agricultural Economics*, 66, pp. 332-341.
- HELLERSTEIN, D. y R. MENDELSON (1993): "A theoretical foundation for count data models", *American Journal of Agricultural Economics*, 75, pp. 604-611.
- JÚDEZ, L., R. DE ANDRÉS y E. URZAINQUI (2003): *Valoración del uso recreativo del Parque Nacional de Doñana*, Colección de Estudios Ambientales y Socioeconómicos Nº 3, Instituto de Economía y Geografía del CSIC, Madrid.
- JÚDEZ, L., R. DE ANDRÉS, C. PÉREZ UGALDE, E. URZAINQUI y M. IBÁÑEZ (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(3), pp. 253-265.
- KLING, C. (1988): "The reliability of estimates of environmental benefits from recreation demand models", *American Journal of Agricultural Economics*, 70, pp. 892-901.
- KLING, C. (1997): "The gains from combining travel cost and contingent valuation data to value nonmarket goods", *Land Economics*, 73 (3), pp. 428-439.
- KRISTRÖM, B. (1990): "Valuing environmental benefits using the contingent valuation method. An econometric analysis", *Umea Economic Studies*, Nº 219, Universidad de Umea.
- LARSON, D.M. (1993): "Joint recreation choices and implied values of time", *Land Economics*, 69, pp. 270-286.
- LEÓN, C. (1994): "Valoración contingente de espacios naturales en Gran Canaria: El valor de no-uso y el efecto del formato", en AZQUETA, D. y L. PÉREZ Y PÉREZ (Eds.)

- LEÓN, C. (1995): "El método dicotómico de valoración contingente: una aplicación a los espacios naturales de Gran Canaria", *Investigaciones Económicas*, XIX (1), pp. 83-106.
- LOUREIRO, M. y J. ALBIAC (1994): "Valoración económica de bienes medioambientales: aplicación del método del coste de viaje al Parque Natural de la Dehesa del Moncayo", Documento de Trabajo 94/7, SIA-DGA, Zaragoza.
- MÄLER, K.G. (1974): *Environmental economics: a theoretical inquiry*, The Johns Hopkins University Press for Resources for the Future, Baltimore.
- McKEAN, J.R., D.M. JOHNSON y R.G. WALSH (1995): "Valuing time in travel cost demand analysis: an empirical investigation", *Land Economics*, 71 (1), pp. 96-105.
- MITCHELL, R.C. y R. CARSON (1989): *Using surveys to value public goods: the contingent valuation method*, Resources for the Future, Washington.
- OECD (2002): *Handbook of Biodiversity Valuation. A Guide for policy makers*, OECD Publications, Paris.
- OVASKAINEN, V., J. MIKKOLA y E. POUTA (2001): "Estimating recreation demand with on-site data: an application of truncated and endogenously stratified count data models", *Journal of Forest Economics*, 7 (2), pp. 125-143.
- PÉREZ Y PÉREZ, L., J. BARREIRO, B. ÁLVAREZ-FARIZO y R. BARBERÁN (1996): "El valor de uso recreativo del Parque Nacional de Ordesa y Monte Perdido: coste de viaje versus valoración contingente", en AZQUETA, D. y L. PÉREZ Y PÉREZ (Eds.).
- PÉREZ Y PÉREZ, L., J. BARREIRO, R. BARBERÁN y S. DEL SAZ (1998): *El Parque Posets-Maladeta. Aproximación económica a su valor de uso recreativo*, Publicaciones del Consejo de Protección de la Naturaleza de Aragón, Serie Investigación, nº 8.
- REBOLLEDO, D. y L. PÉREZ Y PÉREZ (1994): "Valoración contingente de bienes ambientales. Aplicación al Parque Natural de la Dehesa del Moncayo", Documento de Trabajo 94/6, Unidad de Economía y Sociología Agrarias, SIA-DGA, Zaragoza.
- RIERA, P. (1994): *Manual de valoración contingente*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- RIERA, P. (1997) "El valor del tiempo de desplazamiento recreativo al campo", *Revista Española de Economía Agraria*, Nº 179 (primer trimestre), pp. 191-201.
- RIERA, P., C. DESCALZI y A. RUÍZ (1994): "El valor de los espacios de interés natural en España. Aplicación de los métodos de la valoración contingente y el coste del desplazamiento", *Revista Española de Economía*, Nº monográfico Recursos Naturales y Medio Ambiente, pp. 207-230.
- SELLER, C., R.J. STOLL y J.P. CHAVAS (1985): "Validation of empirical measures of welfare change: a comparison of nonmarket techniques", *Land Economics*, 61 (2), pp. 156-175.
- SHAW, W.D. (1992): "Searching for the opportunity cost of an individual's time", *Land Economics*, 68 (1), pp. 107-115.
- SUÁREZ, C. y S. DEL SAZ (1998): "Estimación de funciones de demanda de actividades recreativas. Una revisión de los nuevos enfoques en el método del coste de viaje", *Revista Asturiana de Economía*, 13, pp. 73-88.
- WILLIG, R.D. (1976): "Consumer surplus without apology", *American Economic Review*, 58, pp. 589-597.