

Estudios de Economía Aplicada
Nº 14, 2000. Págs. 173-198

Valoración económica de los atributos ambientales mediante el método del coste de viaje

RIERA FONT, A.
Universidad de las Islas Baleares

Quisiera agradecer los valiosos comentarios recibidos por el Dr. Eugeni Aguiló, sin que ello suponga imputarle responsabilidad alguna por los errores que puedan permanecer, así como las ayudas financieras concedidas por la D.G.I.C.Y.T (AMB-96-0550).

RESUMEN

Con la ayuda del método del coste del viaje el valor de uso recreativo de un determinado espacio se define, simplemente, como el excedente del consumidor medido por debajo de la función de demanda estimada. Esta es una práctica suficientemente satisfactoria cuando se analiza el valor de acceso a un único espacio pero no para medir los cambios de calidad. Incluso cuando se deja de lado el carácter multidimensional de la calidad, no se puede estimar el valor de la calidad para un único espacio a partir del método del coste del viaje convencional.

En los siguientes apartados se describen las diferentes vertientes del método del coste de viaje que se han diseñado con el objetivo no sólo de valorar las características (los atributos ambientales) de los espacios recreativos, sino también para explicar la asignación de las visitas entre diferentes espacios. Las conclusiones del trabajo se apoyan en una aplicación empírica considerando un conjunto de espacios naturales de la Isla de Mallorca.

Palabras clave: Método del coste del viaje, modelos de elección discreta.

ABSTRACT

With the travel cost model the use value is defined as the consumer surplus under the demand function estimated for a specific area. This one, is a good practice when we consider the access value to a specific site but not to value the changes in quality. In fact, the ultimate purpose of this paper is to discuss some issues which arise in the application of recreational demand models to the valuation of environmental attributes. The next sections of the paper review the types of recreational demand models

wich have been uses for valuation; this is followed by an empirical application in a set of natural areas placed in Mallorca.

Key Words: Travel cost method, discrete choice models

Artículo recibido en junio de 1999. Aceptado en noviembre de 1999.

1. Introducción

La famosa carta de Harold Hotelling (1949) representa, sin duda, una nueva etapa en la teoría económica al presentar un método empírico, conocido en la literatura como *Método del Coste del Viaje*, que permite calcular el valor de los servicios recreativos que ofrece un parque con la simple contabilización de su uso. Hotelling (1949) contestaba así al director del *National Park Service* con un método que valora los servicios recreativos tal y como lo hacía Alfred Marshall: en términos de excedente.

Esta metodología aprovecha el hecho que cada individuo que visita un espacio se enfrenta a un coste de desplazamiento para acceder al mismo. Las respuestas de los individuos a estas variaciones en el precio implícito de la visita son la base para estimar el valor de un espacio recreativo.

Los primeros estudios del método del coste del viaje se llevaron a cabo en la década de los sesenta y fueron aplicados a los problemas de acceso que surgieron a raíz de la intervención de los gobiernos federales en el desarrollo de los recursos hídricos y de la propiedad de la tierra. Estas primeras aplicaciones nacieron, pues, con la finalidad de definir criterios de racionalidad, eficiencia y equidad en el marco de la intervención pública y descuidaron, por el contrario, los detalles microeconómicos que se esconden detrás del método¹.

En la década de los setenta y principios de los ochenta después de comprobar que el método era útil para medir el flujo de servicios recreativos que proporcionan las áreas naturales se empezó a aplicar para medir el valor de estos flujos ante cambios de la calidad ambiental. Buena parte de los trabajos empíricos de los últimos quince años se han centrado en la valoración de algún aspecto de la calidad ambiental. Así pues, los resultados de las estimaciones realizadas con esta metodología pueden ser aplicados tanto a la medida de los beneficios asociados a una mejora de la calidad ambiental como a las pérdidas ligadas a un deterioro del medio ambiente.

Esta amplia investigación ha dado lugar, a lo largo de los años, a una gran variedad de vertientes del modelo que pueden clasificarse siguiendo diferentes criterios. Así, según su estructura, podemos diferenciar:

- *Los modelos de demanda*, el propósito de los cuales es explicar el número de viajes realizados a cada uno de los espacios objeto de análisis.

1. Véase Bockstael et al. (1991).

- *Los share models o modelos de cuotas de visita*, que a diferencia de los otros adoptan como variable dependiente la proporción de viajes realizados a los distintos espacios.

En los apartados que siguen analizaremos las principales características de estos modelos con el fin de identificar sus pros y sus contras para la correcta consecución de nuestro objetivo: predecir los cambios en la tasa de visita a un espacio y estimar el valor de un espacio cuando cambia la calidad de los atributos ambientales que lo integran en un contexto de múltiples espacios.

2. Los modelos de demanda

Bajo este epígrafe se incluyen cuatro modelos que si bien se encuentran relacionados entre si, presentan características suficientemente diferentes, como para que sean tratados separadamente:

2.1. Los Gravity Models o Modelos de Distribución

Los *gravity models* son modelos de distribución que consideran el número de días recreativos o el número de viajes que produce cada zona de origen y los distribuye en función de la distancia y el atractivo que presentan los distintos espacios recreativos.

Estos modelos fueron sugeridos por Cesario (1973, 1975). Inicialmente estos modelos fueron utilizados, simplemente, para estimar la demanda y predecir las tasas de participación de distintos espacios recreativos. Sin embargo, Cesario y Knetsch (1976) ampliaron el modelo en la medida que la ecuación de viajes a cada espacio incluye factores que reflejan las oportunidades competitivas que ofrecen los otros espacios. Se trata de desarrollar una relación entre el número de visitas realizadas a espacios recreativos procedentes de zonas de origen de población, entonces, podemos escribir:

$$\sqrt{ij} = \theta X_i Z_j \exp(\beta c_{ij}) \left(\sum_{k=1}^M Z_k \exp(\beta c_{ik}) \right)^\alpha \quad (1)$$

Donde \sqrt{ij} es el número de visitas por unidad de tiempo realizadas al espacio j procedentes de la zona i ; X_i es una medida de los efectos de determinadas características de la zona (tamaño de la población, renta para capita media,...); Z_j es una medida de los efectos de determinadas características recreativas del espacio (extensión, calidad del agua, puntos de aparcamiento,...); c_{ij} son los costes del viaje de i hasta j (kilómetros de carretera, tiempo que dura el viaje y otros gastos); y de forma

análoga Z_k es una medida de los efectos de determinadas características recreativas de los otros espacios; c_{ik} son los costes del viaje de i hasta dichos espacios y γ , β y θ son los parámetros a estimar.

Sin duda, el trabajo de Sutherland (1982) es una de las mejores y más ilustrativas aplicaciones empíricas realizadas utilizando los *gravity models*. A diferencia de trabajos anteriores, Sutherland (1982) realiza una aplicación de los *gravity models* con datos individuales y obtiene predicciones del comportamiento individual. Pero la diferencia fundamental entre el trabajo de Sutherland y el de sus predecesores, radica en el hecho que su método es capaz de reflejar todos los espacios recreativos que hay en una región y estimar la demanda y el valor de cualquiera de estos espacios. A tal fin, Sutherland construye un modelo integrado por cuatro componentes: un modelo de producción de viajes, que es utilizado para estimar el número de días pasados a los M espacios recreativos para cada una de las N zonas de origen de visitantes, un modelo de atractividad, que es utilizado para estimar el atractivo relativo de cada espacio comparando con los otros, un modelo de distribución de viajes (*gravity model*) y un modelo de demanda y valoración. Sin embargo, Sutherland no cuenta con un modelo de comportamiento para estimar los beneficios y se ve forzado a reestimar la relación entre viajes y costes para captar el comportamiento económico implícito en la función de demanda.

Una observación adicional al trabajo de Sutherland es que no hace ninguna referencia a las soluciones esquina, ceros de la variable dependiente o de las variables independientes, que seguro abundan en éste y otros modelos con múltiples espacios. Son muchas las observaciones de la variable dependiente que presentan un valor nulo, ya que no todos los individuos visitan todos los espacios recreativos que tienen a su alcance y, además, existe la posibilidad que las variables independientes adquieran un valor nulo en la medida que no todos los espacios recreativos tienen los mismos atributos. Tal y como apuntan Bockstael *et al.* (1989a), el modelo de Sutherland muestra sin querer el aspecto más negativo de los «*gravity models*», al tratarse de simples modelos de asignación estadística que no tienen en cuenta ningún argumento sobre el comportamiento económico.

2.2 Sistemas de ecuaciones de demanda

Burt y Brewer (1971) seguramente fueron los primeros que explícitamente especificaron un modelo de demanda recreativa con múltiples espacios con el propósito de medir los beneficios sociales netos atribuibles a la creación de un nuevo espacio recreativo. Para alcanzar este objetivo los autores proponen, en primer lugar, definir un sistema de ecuaciones de demanda para un conjunto de espacios alternativos de la forma:

$$V_{ij} = g_j(c_{i1}, c_{i2}, \dots, c_{ij}, c_{im}, Y) \quad (j = 1, 2, \dots, m) \quad (2)$$

Donde v_{ij} y c_{ij} son, respectivamente, el número de visitas y el coste de viaje al espacio recreativo j . Cabe advertir que tanto el precio de los otros espacios recreativos como la renta, Y , están fijados fuera del sistema.

En segundo lugar, se trata de identificar el espacio (o categoría de espacios) más semejante al espacio que se quiere crear; y poder, así, finalmente, determinar el cambio de precio efectivo que el nuevo espacio ocasionará sobre este sustituto cercano.

Una vez estimado el sistema de ecuaciones, el cálculo de la función de demanda agregada es conceptualmente semejante al utilizado para un único espacio. Se hace variar el precio hipotético de acceso manteniendo todas las demás variables constantes. Pero, si la obtención del excedente del consumidor para un único lugar no supone ningún problema, cuando intentamos obtenerlo para más de un espacio, el orden de integración no es indiferente y por lo tanto se obtiene una medida del beneficio global de todos los espacios que no es única. Para superar este obstáculo Cicchetti *et al.* (1976) especifican un sistema de ecuaciones lineales respecto a los precios e imponen una restricción de simetría a los parámetros de precio cruzados. Siguiendo a Slutsky, los efectos de los precios cruzados compensados han de ser simétricos con el fin de garantizar que las funciones de demanda sean consistentes con la teoría de la maximización de la utilidad. Sin embargo, Hof y King (1982) señalan que esta práctica es inadecuada, afirmando que no hay ninguna razón para que las funciones de demanda marshallianas presenten esta característica y que, además, la preocupación por el orden de integración no es independiente de la forma funcional escogida para el sistema de ecuaciones de demanda.

Cabe remarcar que los sistemas de ecuaciones de demanda desarrollados por Burt y Brewer (1971) y Cicchetti *et al.* (1976) no intentan recoger la heterogeneidad de los distintos espacios. Tanto es así, que ambos trabajos ignoran la calidad de los atributos ambientales en la especificación del modelo². De ahí, que no se puedan utilizar para predecir los cambios en la tasa de visita a un espacio ni estimar el valor de un espacio cuando cambia la calidad de los atributos ambientales que lo integran³. Tampoco se puede utilizar a tal fin un *gravity model* ya que aunque algunos

2. Este hecho no es casual, en parte es debido a la estructura y en parte al propósito del modelo. Cuando intentamos estimar un sistema de ecuaciones de demanda para espacios con individuos o zonas, surge un problema econométrico que no se puede obviar. Mientras disponemos de observaciones de renta y observaciones de precio de cada espacio -esto es costes de viaje- sólo tenemos una observación objetiva de la calidad que no varía entre los individuos. Por lo tanto, las características ambientales no pueden ser en general introducidas en el sistema de ecuaciones de demanda, excepto que se utilice una medida subjetiva de la misma.

3. Hay que advertir que la información recogida para explotar un modelo de estas características contiene, de la misma forma que los *gravity models*, soluciones esquineras que son ignoradas en la formulación y estimación de los sistemas de ecuaciones de demanda.

gravity models intentan capturar el efecto que tienen las características o atributos ambientales del espacio, no entran en su valoración. Se hace necesario, pues, analizar otros modelos de demanda que nos permitan capturar el papel que juegan los atributos ambientales en la demanda recreativa. Entre los posibles métodos se encuentra el modelo de parámetro variable.

2.3. El modelo de parámetro variable

Este modelo tiene la capacidad de incorporar las características ambientales en un sistema de ecuaciones de demanda. Vaughan y Russell (1982) utilizaron el modelo de parámetro variable para determinar el valor medio de un día de pesca a distintos espacios gratuitos. Los autores estimaron un sistema de ecuaciones de demanda donde el número de visitas fue especificado sólo en función del propio precio y de la renta:

$$\begin{aligned} \sqrt{v_{i1}} &= \alpha_1 + \beta_1 c_{i1} + \varphi_1 Y_i + e_{i1} \\ &\dots \\ \sqrt{v_{iM}} &= \alpha_M + \beta_M c_{iM} + \varphi_M Y_i + e_{iM} \end{aligned} \tag{3}$$

Aunque después, supusieron que parámetros α_j , β_j y φ_j de cada uno de los espacios dependían de las características del espacio. De forma que:

$$\begin{aligned} \alpha_j &= \delta_{10} + \sum_k \delta_{1k} z_{kj} \\ \beta_j &= \delta_{20} + \sum_k \delta_{2k} z_{kj} \\ \varphi_j &= \delta_{30} + \sum_k \delta_{3k} z_{kj} \end{aligned} \tag{4}$$

Donde z_{kj} es la cantidad de característica k que tiene el espacio j y δ son los segundos coeficientes de regresión.

Sin embargo, además de los problemas de multicolinealidad que surgen de la estimación de estas ecuaciones de demanda con precio y características de calidad, la propia estructura hace que el modelo sea difícil de estimar, por no decir imposible.

Un punto de referencia obligado cuando se analiza el modelo de parámetro variable es el trabajo de Smith *et al.* (1983). A partir de una encuesta realizada a los

usuarios de 43 espacios recreativos gestionados por la *U. S. Army Corps of Engineers*, los autores, aplicaron un procedimiento en dos etapas. En la primera, estimaron por mínimos cuadrados ordinarios la demanda individual de cada uno de los espacios en función del coste de viaje y de la renta. En la segunda etapa, seleccionaron aquellos espacios recreativos de los que disponen de información referente a la calidad del agua. Sin embargo, tal y como reconocen los mismos autores, los individuos participan de las actividades recreativas de algunos espacios pero no de todos, de ahí que las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios puedan estar sesgadas⁴.

Tal vez el principal inconveniente de este modelo no es únicamente la dificultad para considerar los efectos de los espacios sustitutivos, sino el hecho que no ofrece una forma lógica y sencilla para capturar los elementos que caracterizan la elección entre espacios⁵.

2.4 *El método del coste de viaje hedónico*

El método del coste de viaje hedónico se basa en un punto de vista totalmente diferente. A diferencia del modelo de parámetro variable considera explícitamente la existencia de espacios sustitutivos cada uno de los cuales presenta diferentes grados de calidad. El método supone que el individuo, que tiene libertad a la hora de elegir qué espacio visitar, puede disfrutar de más calidad a mayores costes de viaje.⁶

El modelo desarrollado por Brown y Mendelsohn (1984) intenta, a partir de la metodología del coste del viaje, analizar la elección que hacen los residentes de una zona cuando tienen a su alcance un conjunto de espacios recreativos. Los autores sugirieron que cuando se trabaja con espacios heterogéneos, cada uno de los cuales presenta diferentes atributos ambientales, el precio de un espacio puede ser descompuesto en un conjunto de precios implícitos, para cada uno de los atributos ambientales que presenta, utilizando el conocido método de valoración de los precios hedónicos.

A la luz de lo que hemos visto podemos afirmar que el método presentado por Brown y Mendelsohn persigue un doble propósito: determinar, por una parte, el valor sombra de los atributos ambientales y estimar, por otra parte, la demanda que los

4. En un artículo posterior, Smith y Desvougues (1985) recogen, explícitamente, el hecho que la muestra esté truncada. Los autores utilizan un estimador de máxima verosimilitud y advierten que los parámetros estimados por máxima verosimilitud son muy diferentes a los estimados por mínimos cuadrados ordinarios y que los beneficios estimados son entre un 3 y un 33% menores para la mayoría de espacios

5. Véase McConnell (1993)

6. Para una buena exposición del Método Hedónico se puede consultar el trabajo de Palmquist (1991) o el de Gómez (1996).

individuos hacen de estas características. Por este motivo articulan el método bajo dos procedimientos separados:

- 1) En una primera etapa se regresiona el coste total que soporta un individuo que visita un espacio con las características ambientales del espacio.

$$c_{ij} = f^i(Z_j) \quad (5)$$

donde c_{ij} es el coste total que soporta los individuos de una zona i cuando visitan el espacio j y Z_j es un vector de las características del espacio j .

Si un individuo visita más de un espacio, aparece representado en la muestra tantas veces como viajes realiza. Es decir, cada observación es una combinación individuo-espacio visitado. Por definición el coste de viaje al que se enfrentan los individuos de una misma zona de origen es el mismo, como lo son también las características que presentan los espacios; por lo tanto, la variabilidad en la información recogida reside en la elección que hacen los individuos a la hora de determinar el espacio que quieren visitar.

La derivada parcial del coste respecto a una característica, Z_{0j} , se interpreta como el precio hedónico (implícito) de esta característica para cada viaje, $p_i(Z_{0j})$.

$$dc_i/dZ_{0j} = p_i(Z_{0j}) \quad (6)$$

- 2) Este precio hedónico es utilizado en la segunda etapa para estimar la función de demanda de esta característica o de cualquier otra.

$$Z_{0j} = g(p_i(Z_{0j})) \quad (7)$$

La función de demanda de una característica muestra la disposición marginal a pagar por un día de ocio en el espacio recreativo ante un incremento de la calidad de esta característica.

El método es consistente con el principio de maximización de la utilidad ya que para disfrutar de una característica determinada un individuo visitará un espacio recreativo hasta que el coste marginal de la característica sea igual a su beneficio marginal. Sin embargo, el método del coste de viaje hedónico ha perdido credibilidad desde el trabajo de Bockstael *et al.* (1991), donde se apuntan algunos de los problemas que presenta el método.⁷

7. Véase también Smith y Karou (1987).

A diferencia de las aplicaciones hedónicas en mercados como el de la vivienda o el laboral, en el contexto de la recreación es el azar, o la propia naturaleza, y no el mercado, que nos ofrece el conjunto de espacios y sus características.⁸ Por ello, no se puede esperar que los costes de acceso a todos los lugares posibles (de todos los individuos) sean una función creciente de tan si quiera una característica. Entonces, dado que el valor marginal de una característica viene determinado por el coste extra que un individuo esta dispuesto a pagar, no se puede esperar un valor positivo para todas las características⁹.

El resultado final del método en aquellos casos en que se obtienen precios hedónicos positivos es un conjunto de funciones de demanda para cada característica y no para los diferentes espacios. Entonces, no parece posible calcular el valor de un cambio marginal en la calidad de un espacio aunque sí incrementos mayores.

3. *Los share models o modelos de cuotas de visita*

El término *share models* hace referencia a un conjunto de modelos que intentan explicar el porcentaje de la demanda total asignado entre distintas alternativas discretas. En el contexto de este apartado los *share models* sirven para explicar la asignación de las visitas entre distintos espacios que presentan distintos atributos ambientales y diferentes costes de acceso.

Existen diversos enfoques de modelización para estimar las ecuaciones de cuotas que se diferencian entre si por la forma en que queda recogida la naturaleza estocástica del sistema. Pero, en cualquier caso, las funciones de demanda para las distintas alternativas se obtienen siempre a partir de una función de utilidad.

El núcleo central de los modelos de cuotas de visita, lo constituyen los modelos de elección discreta. Como es sabido, los modelos de elección discreta son modelos basados en la teoría de la decisión que persiguen modelizar el comportamiento de los individuos cuando se ven obligados a escoger entre un número finito de alternativas. Más concretamente, el objetivo es determinar la probabilidad que un individuo, con un conjunto de características, realice una elección en lugar de otra.

La base conceptual que subyace en este modelo es la misma que encontramos en los modelos más simples del método del coste del viaje, por lo tanto, el coste del viaje sigue representando el papel de precio subrogado y las variaciones en estos costes permiten observar las variaciones de la demanda.

8. Además, cabe recordar que en el contexto de la recreación no intervienen compradores y vendedores como pasa en el mercado de la vivienda y por lo tanto, las relaciones estimadas bajo esta perspectiva se deben tratar con minucia.

9. Véase Brown y Mendelsohn (1984), Mendelsohn (1984), Bockstael et al. (1987) y Englin y Mendelsohn (1991).

De esta forma, a partir de una serie de supuestos sobre la forma en que escogen los individuos entre las distintas alternativas recreativas se pueden estimar, rápidamente, los modelos de demanda de los distintos espacios, contemplando las posibilidades de sustitución e incorporando la calidad de los atributos que integren los distintos espacios. Así pues, la elección discreta explícitamente modeliza la elección entre las alternativas sustitutivas, pero lo hace en una determinada ocasión de elección y cada una de ellas se supone independiente de las otras.

La distribución multinomial, según la cual ante T sucesos independientes pueden ocurrir M resultados mutuamente excluyentes para cada suceso, es utilizada para reflejar la probabilidad que la alternativa j sea escogida en una determinada ocasión de elección. Si denotamos por π_j la probabilidad que el individuo escoja la alternativa j y por y_j el número de veces que el individuo escoge la alternativa j ; la probabilidad de un vector de resultados (y_1, \dots, y_M) es:

$$f(y_1, \dots, y_M) = \frac{T!}{\prod_{j=1}^M y_j!} \prod_{j=1}^M \pi_j^{y_j} \tag{8}$$

Nos encontramos, pues, ante un enfoque alternativo interpretando los parámetros π_1, \dots, π_N como probabilidades de elección. Dado que finalmente el número de sucesos repetidos es igual a 1 si el individuo escoge el espacio j y 0 en cualquier otro caso, la expresión $T!/\prod y_j!$ desaparece y la función de probabilidad adopta la forma:

$$L = \prod_{i=1}^N \prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^M \pi_{jti}^{y_{jti}} \tag{9}$$

donde i representa el individuo, t la ocasión de elección y j las distintas alternativas. Las probabilidades π_{jti} son función de los costes (c_j), de las características de las alternativas (z_j) y de las características de los individuos, entre las que se encuentra la renta (Y_i).

La elección que maximiza el bienestar de los individuos se expresa en términos de la función de utilidad indirecta condicionada a que la alternativa j sea la escogida:

$$v_{jti}(Y_i, c_j, z_j, \epsilon_{jti}) \tag{10}$$

Entonces, la probabilidad de escoger se escribe como:

$$\pi_{jti} = \Pr\{v_{jti}(Y_i, c_j, z_j; \epsilon_{jti}) > v_{mti}(Y_i, c_m, z_m; \epsilon_{mti})\} \quad (11)$$

Un supuesto generalmente aceptado se refiere al hecho que las variables aleatorias $(\epsilon_1, \dots, \epsilon_M)$ están idéntica e independientemente distribuidas siguiendo una función de densidad de Weibull, lo que da lugar al conocido *modelo logit multinomial*¹⁰.

$$\pi_{jti} = \frac{e^{v_{jti}}}{\sum_{j=1}^M e^{v_{jti}}} \quad (12)$$

El modelo logit multinomial descansa sobre un supuesto muy restrictivo: la independencia entre alternativas irrelevantes (IIA). Es decir, la probabilidad de una determinada alternativa no se ve afectada por la existencia de alternativas adicionales¹¹. A raíz de este problema, cuando dos o más alternativas son altamente sustitutivas, el modelo logit multinomial no produce resultados razonables. Por ello, Bockstael et al. (1989b) utilizan un modelo logit más general que fue desarrollado para McFadden (1978) para incorporar específicamente correlaciones entre los términos de error, suponiendo que los términos de error siguen una distribución de valor extremo generalizado (*generalized extreme value*-GEV-). Entonces, se puede aceptar una pauta de correlación entre las elecciones. El modelo de elección probabilístico viene dado por la siguiente expresión:

$$\pi_{jti} = \frac{e^{v_{jti}} G_j(e^{v_1}, \dots, e^{v_M})}{G(e^{v_1}, \dots, e^{v_M})} \quad (13)$$

Donde G es una función homogénea lineal positiva y G_j es la derivada parcial de G respecto al argumento j .

Sin embargo, aunque el GEV permite solucionar el problema de la independencia de las alternativas irrelevantes del modelo logit, algunos autores, como Kling y Werriges (1995), ponen en duda la consistencia del modelo con la teoría económica.

10. Los trabajos de Parson y Kealy (1992), Kaoru et al. (1995) y Kramer et al. (1995) constituyen un punto de referencia obligado en este contexto.

11. Este problema queda perfectamente ilustrado en Judge et al. (1985).

Aunque el modelo tipo logit y el GEV tratan el problema de la asignación de las visitas de forma diferente, ambos tienen en común que el número total de viajes realizados a lo largo de una estación no es determinado directamente por el modelo. Una forma de salvar esta dificultad, tal y como sugieren Bockstael *et al.* (1989b), es modelizar la decisión en dos componentes. Uno es la macrodecisión relativa a si el individuo participará y al número de viajes que realizará; y el otro componente es la microdecisión, es decir, la elección del espacio que visitará. Sin embargo, se debe remarcar que el hecho de que el número total de viajes sea fruto de la realización de una secuencia de resultados aleatorios independientes entre las distintas ocasiones de elección entra en contradicción con el método del coste de viaje convencional.

Además, generalmente los modelos de elección discreta no consideran la opción de no-participar. Y si bien, algunas aplicaciones han intentado incluirla como una alternativa más, sólo en algunas situaciones, muy especiales, el modelo puede ser adaptado convincentemente para explicar el número total de viajes. Es el caso, por ejemplo, del trabajo de Carson *et al.* (1988).

Obviamente lo que se necesita para evitar estos problemas, tal y como sugieren Morey *et al.* (1991), es un modelo capaz de predecir, de una forma consistente, la elección del espacio y el número de viajes bajo diferentes condiciones de oferta. Un ejemplo de ello se desarrolla en el siguiente apartado comparando los resultados obtenidos con el método del coste de viaje hedónico.

4. Aplicación empírica

En este apartado presentamos la aplicación de dos versiones del método del coste de viaje para cuantificar el valor que los turistas asignan a los atributos ambientales que caracterizan a los espacios naturales protegidos de la Isla de Mallorca. Los dos modelos, el modelo de elección discreta y el método del coste de viaje hedónico han sido escogidos en función de los argumentos manejados en los apartados anteriores por ser los únicos que permiten medir, de forma consistente con la teoría económica, el valor sombra de los atributos ambientales y estimar la demanda que los individuos hacen de estos atributos.

La aplicación empírica utiliza para ambos modelos información recogida a partir de una encuesta realizada durante los meses de mayo a septiembre de 1997 a 1.875 turistas que visitaron la Isla de Mallorca durante sus vacaciones. Matemáticamente el tamaño de la muestra depende del tamaño de la población, del nivel de confianza adoptado, del error muestral escogido, de la desviación típica y de otros factores como el procedimiento de muestreo. Estos y otros aspectos relacionados con la muestra se presentan en apéndice A.

El conjunto de datos contiene información tanto de los turistas que participaron de las actividades recreativas que ofrecen los espacios naturales protegidos de la Isla

de Mallorca como de aquellos que no los visitaron. De cada individuo visitante disponemos de una relación de los espacios que visitó y de las veces que los visitó, así como el medio de transporte utilizado para desplazarse en la isla, el número de acompañantes y el lugar de alojamiento en la medida que estas variables configuran el coste del viaje.

Los costes del viaje se calcularon asignando un coste estándar de 8 ptas. por kilometro recorrido, que incluye básicamente el coste del carburante más los gastos de alquiler del coche. Para aquellos que no alquilaron un coche sino que utilizaron un coche particular se utilizó el coste estándar de 24 ptas./km. que es el coste que la Administración Pública utiliza en sus estudios. Se tuvieron en cuenta, además, otros medios de transporte como la bicicleta, la motocicleta y las líneas de transporte público que enlazan estos espacios naturales con los diferentes pueblos y ciudades de la isla.

El conjunto de elección está formado por 10 espacios naturales protegidos por la Ley 1/91 del Parlamento Balear que ocupan el litoral de la Isla. A saber: La Victòria, El Parque Natural de s'Albufera, Cala Agulla-Cala Mesquida, El Parque Natural de Mondragó, Es Trenc-Salobrar de Campos, Sa Calobra, Formentor, Cabo de Cala Figuera-Refeubeix, Punta de n'Amer, Cabo de Ses Salines.

Los atributos utilizados para caracterizar cada uno de los espacios objeto de estudio quedan resumidas en el siguiente cuadro1.

Cuadro 1: Relación de atributos ambientales

<i>Atributo</i>	<i>Descripción</i>
TC	Vector de variables que recoge los costes de transporte que soporta el individuo para acceder a los diez espacios.
SOL	Vector de diez variables dicotómicas que toma el valor 1 o 0 según se trate de un espacio intensivo en actividades de sol y playa o viceversa.
BAR	Vector de diez variables dicotómicas que toma el valor 0 sólo en aquellos casos en que el espacio no dispone de bar o restaurante.
PÍCNIC	Vector de diez variables dicotómicas que toma el valor 1 si se trate de un espacio con áreas de pícnic .
WC	Variable dicotómica que indica si el espacio dispone de servicios.
FOREST	Vector de diez variables dicotómicas que toma el valor 1 en caso de que los espacios dispongan de masa forestal.
APARC	Vector de diez variable dicotómicas que clasifica a los espacios basándose en la presencia o no de aparcamiento.
EXT	Vector que recoge el área de uso recreativo intensivo del espacio.

Cuadro 1: Relación de atributos ambientales (cont.)

<i>Atributo</i>	<i>Descripción</i>
NATUR	Vector de variables que refleja el grado de naturalidad del espacio.
IMPACTO	Vector de diez variables que indica los impactos ambientales identificados en el espacio.
PARASOL	Vector de diez variables dicotómicas que separa los espacios que tienen parasoles de aquellos que no los tienen.
ACCESO	Vector de diez variables cada una de las cuales toma un valor comprendido entre 1 y 3 según la facilidad de acceso al espacio.
ACCSTP	Vector de diez variables que toma el valor 1 si se puede acceder al espacio en transporte público.
NAVP	Vector de diez variables dicotómicas que toma el valor 1 si existe la posibilidad de participar en actividades de navegación programada.

4.1. El modelo de elección discreta

El modelo de elección múltiple diseñado por Riera (2000) tiene dos componentes: el primero recoge la decisión del individuo relativa a si participar o no en las actividades recreativas que ofrecen un conjunto de espacios naturales protegidos, y el segundo, una vez que el individuo ha decidido participar, modeliza la elección del espacio a visitar.

En el primer componente, la utilidad indirecta relativa a la opción de no participar queda recogida en la siguiente expresión:

$$v_{0ti} = \alpha_0 + \omega_i' \gamma_0 \tag{14}$$

Donde ω_i' es un vector de características propias del individuo que afectan a la decisión de si participar o no en las actividades recreativas que proporcionan estos espacios, pero que no afectan a la elección del espacio. Las características físicas de los bienes que consume un individuo mientras no participa de la recreación en espacios naturales quedan recogidas en el término constante, α_0 ¹².

Por el contrario, en el segundo componente la función de utilidad indirecta asociada a cada espacio es una función lineal de un conjunto de atributos ambienta-

12. Tal y como apuntan Morey et al. (1991) la ausencia de un componente aleatorio en la función de utilidad (14) aunque sea poco convencional, no es restrictiva en si misma.

les, z , y de las características socioeconómicas del individuo, w , más un término de error aditivo ε_{jti} . Así, pues, la utilidad que un individuo i obtiene durante el período t si escoge visitar el espacio número j es,

$$v_{jti} = \alpha_j + z_{jti}'\beta + w_i'\gamma_j + \varepsilon_{jti} \quad (15)$$

Tal y como comentábamos en el anterior apartado, se supone que los términos de perturbación están independiente e idénticamente distribuidos siguiendo una función de distribución acumulada (cdf) de valor extremo tipo I o de Weibull, dando lugar a un modelo logit multinomial.

Así, para una muestra de individuos N independientes y dado conocemos el número de veces que el individuo i ha visitado el espacio j (y_{ji}) y el número de viajes que un individuo ha realizado a los distintos espacios a lo largo del período de estudio (K_i), definimos la función de máxima verosimilitud como:

$$L = \prod_{i=1}^N \left\{ \left[\frac{T_i!}{K_i!(T_i - K_i)!} \pi_{0i}^{(T_i - K_i)} (1 - \pi_{0i})^{K_i} \right] \left[\frac{K_i!}{\prod_{j=1}^J y_{ji}!} \prod_{j=1}^J \pi_j^{y_{ji}} \right] \right\} \quad (16)$$

Donde el primer componente es la función binomial para K_i y el segundo componente es la función de probabilidad multinomial para y_{ji} con K_i - triales.

Siguiendo con la nomenclatura utilizada hasta el momento T_i se define como el período de decisión del individuo que se encuentra dividido en ocasiones de elección ($t = 1, 2, \dots, T$) en las cuales el individuo puede visitar o no un espacio natural. π_{0i} es la probabilidad que el individuo i no participe y π_j , por el contrario, es la probabilidad de visitar el espacio número j .

Los parámetros a estimar son, pues, los siguientes: Un término constante,, específico de la decisión de no participar, que contiene todos aquellos atributos específicos de la alternativa de no participar; un vector de parámetros, uno para cada una de las características socioeconómicas que entran en la estimación (RENTA, EDAD, ESTUDIOS, ALEMAN, BRITÁNICO, OTRA NACIONALIDAD, OCUPADO, JUBILADO, ESTUDIANTE); un vector de parámetros, uno para cada uno de los atributos ambientales que se consideren en la estimación (SOL, BAR, PÍCNIC, WC, FOREST, APARC, EXT, NATUR, IMPACTO, PARASOL, ACCESO, ACCESTP, NAVP); y un parámetro λ que acompaña a la variable coste del viaje (TC).

El valor de los parámetros que maximizan el logaritmo de la función de máxima verosimilitud se obtuvo utilizando el método de optimización no lineal desarrollado por Broyden, Fletcher, Goldfarb y Shanno. Se trata de un algoritmo muy sencillo que a través de derivadas numéricas obtiene una aproximación al hesiano. De esta forma si la función a maximizar tiene R parámetros, después de R iteraciones o más se obtiene una aproximación al hesiano que es definido positivo¹³.

Finalmente, la estimación se hizo a partir de 1773 observaciones de las cuales 723 correspondían a individuos que habían participado al menos una vez de la recreación en estos espacios naturales. Los resultados quedan recogidos en el cuadro 2.

Cuadro 2: Estimación del modelo

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>t-ratio</i>
CONSTANTE	3,570604	(57,293)
TC	-0,000411	(-23,061)
SOL	2,495694	(24,712)
BAR	-1,511628	(-20,719)
WC	-7,072306	(-20,164)
FOREST	3,185150	(12,404)
EXT	0,033035	(20,451)
NATUR	0,513476	(7,707)
IMPACTO	-0,769383	(-12,967)
ACCESO	- 0,520742	(-10,776)
APARC	3,933696	(25,492)
NAVP	1,537713	(12,349)
ACCESTP	-3,377126	(-23,586)
RENTA	-0,000102	(-14,062)
EDAD	-0,006053	(-3,527)
ESTUDIOS	-0,290466	(-8,121)
ALEMAN	-1,088023	(-14,616)
BRITÁNICO	0,453997	(4,830)
OTRA NACIONALIDAD	-0,512859	(-6,754)
OCUPADO	-0,801784	(-6,951)
JUBILADO	-0,792516	(-5,253)
ESTUDIANTE	-1,070364	(-7,126)

Nota: Todos los parámetros que figuran en el cuadro resultaron significativos al nivel del 1%. EL valor del logaritmo de la función de máxima verosimilitud fue -7532,3515.

13. Véase Press et al. (1988).

Estos resultados indican que tanto el coste del viaje como los atributos que caracterizan cada uno de los espacios son un determinante importante a la hora de decidir cuántos viajes realizar y qué espacios visitar entre un conjunto de espacios. Además, parece ser que los turistas prefieren espacios especializados en actividades de sol y playa, que tengan un elevado grado de masa forestal y un bajo nivel de impacto ambiental.

Podemos afirmar, pues, que la probabilidad de que un turista visite un determinado espacio natural depende predictiblemente de la distancia y de los atributos que caracterizan el espacio, mientras que las características socioeconómicas del individuo (tales como la renta, el nivel de estudios, la edad, la nacionalidad y la ocupación) determinan la probabilidad de participar en las actividades recreativas que proporcionan estos espacios.

Dadas unas condiciones de calidad de los atributos ambientales, el modelo nos permite predecir la probabilidad de que un turista participe de la recreación en estos espacios naturales en una determinada ocasión de elección, un día en nuestro caso, y la probabilidad que visite cada uno de los espacios que conforman el conjunto de elección. Estas probabilidades quedan resumidas en cuadro 3.

Cuadro 3: Probabilidad estimada y frecuencia relativa

<i>Alternativa</i>	<i>Probabilidad estimada</i>
0. No participar	89,417%
1. Visitar la Victòria	0,294%
2. Visitar Albufera	0,391%
3. Visitar Cala Agulla-Cala Mesquida	1,641%
4. Visitar Mondragó	0,192%
5. Visitar Trenc- Salobrar	2,079%
6. Visitar Calobra	1,710%
7. Visitar Formentor	3,872%
8. Visitar Cabo Cala Figuera-Refeuibeix	0,175%
9. Visitar Punta de n'Amer	0,104%
10. Visitar Cabo de Ses Salines	0,125%

A partir de este modelo (16) se pueden derivar estimaciones de bienestar para medir el efecto sobre el bienestar de los turistas ante un hipotético cambio en la calidad de un atributo de forma que permanezca indiferente entre la nueva estructura de atributos y la inicial.¹⁴ A efectos ilustrativos creemos oportuno ilustrar las medi-

14. El procedimiento más utilizado para obtener medidas de bienestar en el contexto de los modelos de elección discreta es atribuible Small y Rosen (1981) y Hanemann (1982, 1984), McConnell (1995) y Hanemann y Kanninen (1996).

das de bienestar con dos ejemplos: el primero utilizando una variable cuantitativa, la superficie de uso recreativo intensivo y el segundo utilizando una variable cualitativa, la existencia o no de masa arbórea definida a partir de criterios de expertos.

Supongamos, en primer lugar, que se lleva a cabo una inversión pública que duplica el área de uso recreativo intensivo¹⁵ del espacio natural de Formentor. Con ayuda del modelo definido previamente se puede cuantificar medir el valor que asignan los turistas a este cambio y los efectos que ello ocasionará sobre el número total de visitas que desean realizar los turistas alrededor de estos espacios. El cuadro 4 recoge los principales resultados de esta política:

Cuadro 4. Efectos de un hipotético incremento de área de uso recreativo intensivo en el espacio de Formentor.

<i>Antes de la política</i>	<i>Después de la política</i>	<i>Medida de la ganancia</i>
$\pi_0 = 89,43\%$	$\pi_0 = 88,82\%$	$VC_t = 42,47$ ptas.
$1 - \pi_0 = 10,56\%$	$1 - \pi_0 = 11,17\%$	$VCT = 349,19$ ptas.
$\pi_{\text{Formentor}} = 36,10\%$	$\pi_{\text{Formentor}} = 45,33\%$	

Así, resulta que un turista estaría dispuesto a pagar cada día de estancia en la isla 42,47 pesetas para disfrutar de este incremento en la superficie de uso recreativo de Formentor. Incluso podríamos calcular la variación compensadora de cada individuo para todo el período de estancia en la isla (VCT), multiplicando, sencillamente, la variación compensadora diaria (VC_t) por el período de estancia. Así se obtiene una disposición total a pagar por término medio de 349,19 pesetas por una estancia media de 9,3 días. Obviamente, la cantidad de dinero que estará dispuesto a pagar un turista por un incremento semejante en otro espacio natural será tanto menor cuanto más pequeña sea la probabilidad de visitar cada uno de estos espacios. Multiplicando la media de la variación compensadora por los 4.660.100 turistas que visitaron Mallorca durante el período de estudio se obtiene una estimación agregada de 1.627 millones de pesetas. Esta es una estimación de la cantidad de dinero que los turistas en conjunto estarían dispuestos a pagar ante el hipotético incremento de la superficie de uso recreativo del espacio de Formentor.

En segundo lugar, supongamos que un incendio destruye el 90% del bosque de pinos y sabinas que hay en el espacio natural de Cala Agulla. De nuevo, el modelo

15. Se entiende área de uso recreativo intensivo aquella que concentra un mayor número de actividades sedentarias, es decir, pícnic, acampada, baño, aparcamiento, fondeo, etc

nos permite analizar el valor que asignan los turistas a este deterioro y como afecta este cambio a la probabilidad de participar en las actividades recreativas que proporcionan este y otros espacios. Los resultados obtenidos quedan recogidos en el cuadro 5 cuya lectura se hace en los mismos términos que el cuadro anterior

Cuadro 5- Efectos de un hipotético incendio en el espacio de Cala Agulla

<i>Antes del incendio</i>	<i>Después del incendio</i>	<i>Medida de la pérdida</i>
$\pi_0 = 89,43\%$	$\pi_0 = 90,84\%$	$VC_1 = 54,92$ ptas.
$1-\pi_0 = 10,56\%$	$1-\pi_0 = 9,15\%$	$VCT = 458,06$ ptas.
$\pi_{\text{Cala Agulla}} = 14,42\%$	$\pi_{\text{Cala Agulla}} = 3,6\%$	

Estos ejemplos se han ofrecido para demostrar el tipo de situaciones que pueden ser analizadas con la ayuda de los modelos de elección discreta a la espera de que futuras investigaciones permitan afinar, si cabe todavía más, estos resultados.

4.2. El método del coste de viaje hedónico

Presentamos en esta sección una aplicación empírica del método del coste de viaje hedónico que se basa en enfoque totalmente diferente al modelo de elección discreta que hemos desarrollado en el anterior subapartado. El objetivo es, pues, valorar los atributos ambientales que caracterizan un espacio natural directamente a partir de la demanda de dichos atributos en lugar de utilizar la demanda total de viajes a los distintos espacios. La hipótesis que se esconde detrás de esta forma de proceder establece que el coste extra necesario para visitar un determinado espacio en lugar de otro es el que refleja el valor de la mayor calidad de sus atributos.

El modelo fue estimado para el mismo conjunto de espacios y pero sólo para dos atributos ambientales: la superficie de uso recreativo intensivo y grado de cobertura arbórea de los distintos espacio. Por otro lado, de acuerdo con la premisa del modelo según la cual se requiere manejar grupos homogéneos con idénticos costes de acceso a los diferentes espacios los turistas fueron agrupados en 15 zonas de origen.

En una primera etapa se regresionó el coste del viaje, TC , que soporta un turista de la zona i para acceder al espacio j con dichas características ambientales.

$$TC_{ij} = f^i(\text{EXT}_j, \text{FOREST}_j) \quad (17)$$

Tal y como ya hemos comentado, la derivada parcial del coste respecto a cada una de estas características, EXT_j y FOREST_j , se interpreta como el precio hedónico (implícito) de característica para cada viaje.

Si un turista visita más de un espacio, aparece representado en la muestra tantas veces como viajes realiza. Es decir, cada observación es una combinación turista-espacio visitado. Por definición el coste de viaje al que se enfrentan los turistas de una misma zona turística es el mismo, como lo son también las características que presentan los espacios; por lo tanto, la variabilidad en la información recogida en la elección que hacen los turistas a la hora de determinar el espacio que quieren visitar.

Dado que se definieron 15 zonas de origen se realizaron 15 regresiones separadas, cada una de las cuales, presumiblemente, representa la función de coste de los turistas de una misma zona para obtener más calidad de un determinado atributo ambiental.

Los resultados de esta primera etapa produjeron 30 precios hedónicos (15 coeficientes para cada característica). Desgraciadamente, los parámetros relativos a la cobertura arbórea no fueron significativos por lo que decidimos abandonar el estudio de esta característica. Por otro lado solo 3 de los 15 parámetros referentes a la superficie de uso recreativo intensivo fueron positivos y significativamente diferentes de cero. En cambio, 10 fueron negativos y significativamente diferentes de cero. Este resultado se da repetidamente en las aplicaciones que hay del método en la primera fase de estimación¹⁶.

Únicamente los precios hedónicos positivos fueron utilizados en la segunda etapa para estimar la función de demanda de la superficie de uso recreativo intensivo con el fin de obtener la disposición marginal a pagar por un día de ocio en el espacio recreativo ante un hipotético incremento de la calidad de dicha característica.

La pobreza de los resultados obtenidos nos permite no sólo apoyar las críticas que el método del coste de viaje hedónico ha recibido en la literatura¹⁷ sino también remarcar la superioridad de los modelos de elección discreta.

5. Conclusiones

El análisis de la literatura que se encuentra alrededor del método del coste del viaje sugiere, como hemos visto, la existencia de distintas alternativas de modelización. Sin embargo, muchos de estos modelos no permiten valorar los atributos ambientales de un espacio en el sentido de Lancaster (1966), según el cual, los individuos no desean simplemente visitar un espacio sino disfrutar de un conjunto de atributos de fauna, vegetación o paisaje, etc.

16. Véase Brown y Mendelsohn (1984), Mendelsohn (1984) y Bockstael et al. (1987).

17. Véase Bockstael et al. (1987), Smith y Karou (1987) y Bockstael et al. (1991).

En el presente artículo se han estimado dos modelos que, combinados con el método del coste de viaje, permiten alcanzar este objetivo: los modelos de elección discreta y los modelos de precios hedónicos.

Aunque en la literatura sea una práctica habitual el hecho de hacer comparaciones de estimaciones producidas con el mismo conjunto de información por distintos modelos,¹⁸ entendemos que esta es una práctica poco acertada porque cada enfoque metodológico responde generalmente a diferentes formas de percibir el problema de elección de los individuos. Así, el modelo de elección discreta expuesto anteriormente modeliza dos etapas del proceso de decisión de los individuos, una primera relativa a si participar o no y una segunda referente a qué espacio escoger entre un conjunto de alternativas. En cambio, el método del coste de viaje hedónico no predice el comportamiento del individuo (participación y elección del espacio), ni el número total de viajes realizados por el individuo, dado que las funciones de demanda están asociadas a las características y no a los espacios.

Además, el modelo de elección discreta puede ser utilizado para predecir, sin necesidad de repetir la estimación, como una mejora o deterioro de los atributos ambientales afecta al bienestar y al proceso de decisión de los individuos, mientras que con el método del coste de viaje hedónico parece probada la necesidad de reestimar el modelo. Cabe recordar, por último, que la validez de bienestar obtenidas con ayuda del método del coste de viaje hedónico depende de dos argumentos que continúan sin estar probados: El primero se refiere a la posibilidad que las derivadas de la regresión no reflejen los precios que un individuo percibe que debe pagar para incrementar el nivel de disfrute de una determinada característica, y el segundo, a la dificultad de identificar estadísticamente las funciones de demanda de las características.

Por todo ello, entendemos que es si bien es cierto que las aplicaciones más habituales del método del coste del viaje hacen referencia a un espacio concreto, que duda cabe que la existencia de otros espacios substitutivos o rivales en una misma región afectará a la demanda y, por supuesto, a la estimación de los beneficios. De ahí, entendemos, la necesidad de encuadrar cualquier aplicación del método en un contexto regional. Además, si estamos interesados en valorar los atributos ambientales es imprescindible no sólo examinar más de un espacio simultáneamente sino llevar a cabo una especificación individual antes que espacial o zonal. A raíz de esta

18. Kling (1987), por ejemplo, realiza un experimento de simulación para comparar algunos de estos modelos y concluye que cuando la substitución entre espacios caracteriza el proceso de elección, las estimaciones de bienestar del modelo de elección discreta son más precisas que las producidas por el simple método del coste de viaje e incluso por el modelo de parámetro variable. En un artículo posterior Bockstael et al. (1987) consideran que modelo de elección discreta proporciona mejores estimaciones que el coste de viaje hedónico.

segunda consideración, creemos estar convencidos, que el modelo microeconómico de referencia del método del coste del viaje, como en toda la teoría del bienestar, se debe basar en el comportamiento individual. Sin duda, los modelos de elección discreta constituyen, en este sentido, un buen instrumento para solucionar algunas de las debilidades e inconsistencias que rodean a la metodología del coste de viaje.

APÉNDICE A

Como es sabido no hay una única forma de seleccionar los elementos de una muestra. Aunque el esquema más utilizado es el muestreo aleatorio simple, en este caso se decidió utilizar el muestreo aleatorio estratificado con el fin de reflejar mejor la verdadera composición de la población relevante. El cuadro adjunto presenta la composición de los diferentes estratos:

Cuadro A1- Asignación óptima de los estratos

<i>Nacionalidad</i>	<i>n_j</i>
Alemana	515
Británica	340
Española	201
Francesa	125
Suiza	85
Sueca	76
Holandesa	79
Belga	73
Danesa	68
Irlandesa	76
Italiana	57
Austríaca	61
Noruega	43
Otras	67
TOTAL	1.866

Cabe recordar que no hay una única forma de determinar el tamaño de los estratos y si bien la forma más directa y simple es realizar una asignación proporcional, se optó por una asignación óptima. Por ello se procedió a realizar una prueba piloto a partir de la cual no sólo se redefinió el cuestionario sino que, además, se calculó la varianza poblacional de los distintos estratos.

Una vez determinado el tamaño de la muestra y de cada estrato este se repartió a lo largo del período de estudio. Se optó por hacer una repartición en función del

número de turistas de todas las nacionalidades entrados en el aeropuerto de Son Sant Joan durante los meses de mayo, junio, julio, agosto y setiembre del año 1996. Por lo que se refiere a la forma de muestreo se optó por el procedimiento de itinerarios aleatorios. Se fijó un número máximo de diez encuestas por día y entrevistador. Dado que la encuesta se dirigía a individuos y no a unidades familiares se procedió a entrevistar sólo a los mayores de 18 años.

Bibliografía

- BOCKSTAEL N. E., HANEMANN W. M., KLING C. L. (1987), "Estimating the Value of Water Quality Improvements in a Recreational Demand Framework", *Water Resources Economics*, 23, 951-960.
- BOCKSTAEL N. E., MCCONNELL K. E., STRAND I. E. (1989a) "A Random Utility Model for Sportfishing: Some Preliminary Results for Florida Marine", *Marine Resources Economics*, 6, 245-260.
- BOCKSTAEL N. E., HANEMANN W. M., STRAND I. E. (1989b) *Measuring the Benefits of Water Quality Improvements Using Recreational Demand Models. Volume II. Benefit Analysis Using Indirect or Imputed Market Methods*. EPA Washington, DC.
- BOCKSTAEL, N. E.; MCCONNELL, K. E.; STRAND, I. E. (1991) "Recreation" Measuring the Demand for Environmental Quality, Eds. J. Braden, C. Kolstad. Amsterdam: Elsevier.
- BROWN, W. G.; MENDELSON, R. (1984): "The Hedonic Travel Cost Method". *Review of Economics and Statistics*, 66, 427-433.
- BURT, O. R.; BREWER, D. (1971): "Estimation of Net Social Benefits from Outdoor Recreation". *Econometrica*, 39, 813-827.
- CARSON, R.; HANEMANN, W. M.; STEINBERG D. (1988) *A Discrete Choice Contingent Valuation Estimate of the Value of Kenai King Salmon*. University of California, Berkeley.
- CESARIO, F. J. (1973): "A Generalized Trip Distribution Model". *Journal of Regional Science*, 13, 233-247.
- (1975): "A Combined Trip Generation and Distribution Model". *Transportation Science*.
- CESARIO F. J., KNETSCH J. L. (1976): "A Recreation Site Demand and Benefit Estimation Model", *Regional Studies*, 10, 97-104.
- CICCHETTI, C. J.; FISHER, A. C.; SMITH, V. K. (1976): "An Econometric Evaluation of a Generalized Consumer Surplus Measure: the Mineral King Controversy". *Econometrica*, 44, 1259-1276.
- GÓMEZ, C. (1996): "Valoración de espacios verdes urbanos: El método de los precios hedónicos". *Gestión de espacios naturales*. Eds. D. Azqueta, L. Pérez. McGraw-Hill.

- ENGLIN J.; MENDELSON R. (1991). "A Hedonic Travel Cost Analysis for Valuation of Multiple Components of Site Quality: The Recreation Value of Forest Management", *Journal of Environmental Economics and Management*, 21, 225-290.
- HANEMANN, W. M. (1982): *Applied Welfare Analysis with Qualitative Response Models*. California Agricultural Experimental Station Working Paper, 241.
- (1984). «Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses». *American Journal of Agricultural Economics*, 66, 332-341.
- HANEMANN, W. M.; KANNINEN, B. (1996): *The Statistical Analysis of Discrete-Response CV Data*. Department of Agricultural and Resources Economics. University of Berkeley. Working Paper 78.
- HOF J. G.; KING D. A. (1982): "On the Necessity of Simultaneous Recreation Demand Equation Estimation". *Land Economics*, 58, 547-552.
- HOTELLING, H. (1949): "Letter to the National Park Service (Dated 1947)" *Economic Study of the Monetary Evaluation of Recreation in the Nation Parks*. Washington: U.S. Department of the Interior
- JUDGE G. G, GRIFFITHS W. E. , HILL R. C., LUTKEPOHL H., LEE T. C. (1985): *The Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley and Sons Inc. (2a. ed.)
- KAORU, Y.; SMITH, V. K.; LONG LIU, J. (1995): «Using Random Utility Models to Estimate the Recreational Value of Estuarine Resources». *American Journal of Agricultural Economics*, 77, 141-151.
- KLING, C. L. (1987): "A Simulation Approach to Comparing Multiple Site Recreational Demand Models Using Chesapeake Bay Survey Data", *Marine Resources Economics*, 4, 95-109.
- KLING, C. L.; WERRIGES J. A. (1995): "An Empirical Investigation of the Consistency of Nested Logit Models with Utility Maximization", *American Journal of Agricultural Economics*, 77, 875-884.
- KRAMER, R. A.; SHARMA, N.; MUNANSINGHE, M. (1995): *Valuing Tropical Forests: Methodology and Case Study of Madagascar*. The World Bank. Working Paper 13. Washington D. C.
- MCCONNELL K. E. (1993): "Indirect Methods for Assessing Natural Resource Damages under CERCLA". *Valuing Natural Assets. The Economics of Natural Resource Damage Assessment*. Eds. R. Kopp, K. V. Smith. Washington: Resources for the Future.
- (1995). "Consumer Surplus from Discrete Choice Models", *Journal of Environmental Economics and Management*, 29, 263-270.
- MCFADDEN D. (1978): "Modelling the Choice of Residential Location", *Spatial Interaction Theory and Planning Models*, Eds. A. Karlquist, L. Lundqvist, F. Snickars, J. W. Weibull, New York: North-Holland Publishing Company.

- MENDELSON, R. (1984): "Estimating the Structural Equations of Implicit Markets and Household Production Functions". *The Review of Economics and Statistics*, 673-677.
- MOREY, E. R.; SHAW, W. D.; ROWE, R. D. (1991): "A Discrete-Choice Model of Recreational Participation, Site Choice, and Activity Valuation When Complete Trip Data Are Not Available". *Journal of Environmental Economics and Management*, 20, 181-201.
- PALMQUIST, R. B. (1991): "Hedonic Methods". *Measuring the Demand for Environmental Quality*. Eds. J. B. Braden, C. D. Kolstad. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
- PARSON G. R.; KEALY M. J. (1992): "Randomly Drawn Opportunity Sets in a Random Utility Model of Lake Recreation", *Land Economics*, 68, 93-106.
- PRESS, W.T.; FLANNERY, B.P.; TEUKOSKY, R.A.; VETTERING, W.T. (1988): *Numerical Recipes*. Cambridge University Press.
- RIERA A. (2000): "Mass Tourism and the Demand for Protected Natural Areas: A travel cost approach", *Journal of Environmental Economics and Management*, 39, 97-116.
- SMITH, V. K.; DESVOUGES W. H. (1985): "The Generalized Travel Cost Model and Water Quality Benefits: A Reconsideration", *Southern Economic Journal*, 52, 371-381.
- SMITH, V. K., DESVOUGUES, W. H., MCGIVNEY, M. P. (1983): "Estimating Water Quality Benefits: An Econometric Analysis". *Southern Economic Journal*, 50, 422-437
- SMITH, V. K.; KAORU, Y. (1987): "The Hedonic Travel Cost Method: A View from the Trenches". *Land Economics*, 63, 179-192.
- SUTHERLAND, R. J. (1982): "A Regional Approach to Estimating Recreation Benefits of Improved Water Quality". *Journal of Environmental Economics and Management*, 9, 229-247.
- VAUGHAN, W. J.; RUSSEL, C. S. (1982): "Valuing a Fishing Day: An Application of a Systematic Varying Parameter Model". *Land Economics*, 58, 450-463.