



Revista de Economía Aplicada

ISSN: 1133-455X

rea@unizar.es

Universidad de Zaragoza

España

RIERA, ANTONI
MODELOS DE ELECCIÓN DISCRETA Y COSTE DEL VIAJE. LOS ESPACIOS NATURALES
PROTEGIDOS EN MALLORCA

Revista de Economía Aplicada, vol. VIII, núm. 24, 2000, pp. 181-201

Universidad de Zaragoza

Zaragoza, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=96917630006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

MODELOS DE ELECCIÓN DISCRETA Y COSTE DEL VIAJE. LOS ESPACIOS NATURALES PROTEGIDOS EN MALLORCA*

ANTONI RIERA

Universitat de les Illes Balears

El propósito del presente artículo es desarrollar y estimar un modelo de elección discreta que ofrece un enfoque basado en la utilidad que sirve para analizar el proceso de decisión de los individuos cuando se ven obligados a escoger entre un conjunto de alternativas. El modelo se desarrolla bajo uno de los esquemas más utilizados en estos casos: el modelo de elección discreta diseñado por McFadden (1974) y contempla explícitamente la opción de no participar. Simultáneamente, el modelo predice tanto si el individuo participará de un conjunto de actividades recreativas, como el número total de viajes y la elección que realizará en función de los costes de producir las distintas alternativas y de los atributos que las caracterizan. Finalmente, el modelo es utilizado para medir los beneficios que obtienen los turistas de la visita a los espacios naturales protegidos de la Isla de Mallorca.

Palabras claves: método del coste del viaje, modelos de elección discreta.

Clasificación JEL: Q26.

El método del coste del viaje parte de la premisa de que los individuos interesados en disfrutar de los servicios recreativos que ofrece un espacio natural deben desplazarse hasta el mismo. Así pues, bajo la perspectiva de los individuos, las actividades recreativas tienen lugar en espacios concretos que presentan diferencias de calidad y costes del viaje observables.

Si bien numerosas aplicaciones del método del coste del viaje han medido los beneficios ligados a la recreación de espacios naturales concretos¹, es posible aplicar la misma metodología a toda una región geográfica. Prueba de ello son los

(*) El autor desea agradecer las ayudas financieras concedidas por la D.G.I.C.Y.T (AMB-96-0550) así como los valiosos comentarios recibidos por el Dr. Eugeni Aguiló y las sugerencias realizadas por el evaluador de la Revista Economía Aplicada. En cualquier caso, todo error es imputable únicamente al autor.

(1) El trabajo de Smith, Desvousges y McGivney (1983) referente al río Monongahela, o el estudio de Caulkins, Bishop y Bowes (1986) de los lagos de Wisconsin o el de Bockstael, McConnell y Strand (1989) sobre la Bahía de Chesapeake son un buen ejemplo de ello.

trabajos de Cesario y Knetsch (1976) y Sutherland (1982) que se apoyan en los conocidos modelos gravitacionales; los sistemas de ecuaciones de demanda desarrollados por Burt y Brewer (1971) y aplicados por Cichetti, Fisher y Smith (1976); los esfuerzos de Brown y Mendelsohn (1984) y Englin y Mendelsohn (1991) para articular el conocido método del coste de viaje hedónico; o el uso del modelo de parámetro variable que hacen Vaughan y Russell (1982).

Sin embargo, parece probado que las estimaciones de la demanda recreativa que se realizan con estos modelos presentan coeficientes sesgados². Por ello, uno de los esquemas más utilizados para estos casos es el modelo de elección discreta diseñado por McFadden (1974)³.

La base conceptual que se esconde detrás de los trabajos que combinan los modelos de elección discreta con el método del coste del viaje⁴ es la misma que encontramos en los modelos más simples del método del coste del viaje, si bien, cabe señalar que el horizonte temporal es distinto. Así, si existen J espacios, se puede utilizar un modelo logit multinomial con J alternativas para estimar la probabilidad de que un individuo visite el espacio j en una determinada ocasión de elección, condicionado al hecho de que ha decidido participar de las actividades recreativas que ofrecen los J espacios. Generalmente, la decisión relativa a la participación no es objeto de modelización; es decir, la opción de no participar no se incluye como una alternativa adicional ($J+1$).

Las estimaciones del excedente del consumidor obtenidas a partir de los modelos de elección discreta que no incluyen la no-participación presentan al menos tres grandes inconvenientes:

En primer lugar, el modelo logit multinomial no ofrece una estimación del número total de viajes y, por lo tanto, esta información debe obtenerse a partir de un modelo independiente⁵, que no siempre presenta las garantías suficientes para que sea derivada de un modelo de maximización de la utilidad consistente con el modelo logit multinomial.

(2) Bockstael, Hanemann y Strand (1989) muestran como la mayoría de estos modelos están contruidos teniendo en cuenta sólo los participantes e ignoran el problema del exceso de ceros. Nos referimos al elevado porcentaje de participantes que no visitan todos los espacios que tienen disponibles. Los únicos que solucionan el problema del exceso de ceros son los modelos gravitacionales; sin embargo, tienen razón los autores al afirmar que son simples modelos de asignación estadística que no tienen en cuenta ningún argumento sobre el comportamiento de los individuos. Además, tratan el número total de viajes como un número fijo e implícitamente suponen una cuota positiva de visita a todos los espacios.

(3) Con el fin de comparar algunos de estos modelos Kling (1987) realiza un experimento de simulación y concluye que las estimaciones de bienestar producidas por los modelos de elección discreta son mejores que las obtenidas por las versiones más simples del método del coste de viaje e incluso por el modelo de parámetro variable.

(4) Es el caso, por ejemplo, del estudio de Carson, Hanemann y Wegge (1987) sobre la pesca en Alaska y el trabajo de Kaoru, Smith y Long Liu (1995) referente al valor de los estuarios del norte de California.

(5) Prueba de ello son los modelos de distribución truncados de Shaw (1988), los modelos discretos-continuos de Bockstael, Strand, McConnell y Arsanjani (1990) y los modelos de Poisson de Hellerstein y Mendelsohn (1993).

En segundo lugar, en el caso hipotético que la estimación del número total de viajes fuese consistente, ante un cambio en las condiciones de acceso o de calidad de los espacios cabe decidir si se multiplica por el número total de viajes antes o después del cambio, o bien por una media de los dos. Morey (1990) demuestra que todas estas medidas están sesgadas ya que la estructura del modelo obliga al individuo a seguir participando.

En tercer lugar, el supuesto de independencia de los términos de perturbación, inherente en el modelo logit multinomial, hace imposible tener en cuenta analogías entre diferentes alternativas⁶. A raíz de este problema, cuando dos o más alternativas son altamente sustitutivas, el modelo no produce resultados razonables y por lo tanto las estimaciones del excedente están claramente sesgadas. Para solucionar este problema Bockstael, Hanemann y Strand (1989) utilizaron un modelo logit más general, conocido en la literatura como modelo de valor extremo generalizado (VEG) de McFadden (1978)⁷. Sin embargo, se sigue manteniendo la hipótesis de que los viajes se realizan independientemente entre las oportunidades recreativas y, además, quedan sin resolver otros aspectos ligados a la estructura del proceso de decisión⁸.

Algunas aplicaciones⁹ han intentado incluir la posibilidad de “no hacer ningún viaje” como una alternativa más pero, para ello, es necesario definir previamente la ocasión de elección. Sólo en algunas situaciones, muy especiales¹⁰, el modelo puede ser adaptado convincentemente para explicar el número total de viajes. Además, su estimación requiere tener a mano mucha información aleatoria sobre el número de viajes realizados a lo largo de un período y el espacio escogido en cada uno de estos viajes. Desgraciadamente, esta información no está, generalmente, disponible ya que la mayoría de las encuestas de frecuentación analizan, únicamente, el comportamiento de los participantes. Si se desea estudiar el comportamiento de los no participantes¹¹ la encuesta se debe enmarcar en un contexto nacional o regional que incluya a toda la población: usuarios y no usuarios.

Por ello, en este artículo se desarrolla un modelo de elección discreta capaz de estimar de una forma consistente la participación, la elección y el número total de viajes bajo diferentes condiciones.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección 1 se describen los rasgos fundamentales del modelo propuesto a nivel teórico y en la sección 2 se presenta una aplicación del modelo con el fin de medir los beneficios de uso recreativo

(6) Este problema queda perfectamente ilustrado en Judge, Griffiths, Hill, Lutkepohl y Lee (1985).

(7) Algunos autores, como Kling y Werriges (1995), ponen en duda la consistencia de este modelo con la teoría económica.

(8) Sería interesante, cuando menos, contrastar hipótesis alternativas que seguramente nos ofrecerían una mayor información sobre el proceso de decisión del individuo. Además, el proceso de estimación con el VEG es muy laborioso y requiere de mucha información.

(9) Véanse por ejemplo los trabajos de Feenberg y Mills (1980) y Caulkins, Bishop y Bowes (1986).

(10) Es el caso, por ejemplo, del trabajo de Carson, Hanemann y Steinberg (1988) sobre la pesca en Alaska.

(11) Este hecho es conocido como el problema de la muestra truncada y es muy habitual en la literatura del coste del viaje.

que obtienen los turistas de la visita a un conjunto de espacios naturales protegidos de la isla de Mallorca. En la sección 3 se resumen las principales conclusiones del trabajo, y finalmente en el Apéndice A se ofrecen las definiciones exactas de todas las variables utilizadas en las estimaciones así como los estadísticos muestrales.

1. UN MODELO DE ELECCIÓN DISCRETA DE PARTICIPACIÓN Y ELECCIÓN

Consideremos que un individuo i se enfrenta a un conjunto de elección formado por J alternativas mutuamente excluyentes, $\Psi = \{1, 2, 3, \dots, J\}$

Supongamos que la utilidad asociada a cada espacio es una función lineal de un conjunto de atributos ambientales (z) y de las características socioeconómicas del individuo (w) más un término de error aditivo (ε). Así, pues, la utilidad que un individuo i obtiene durante la ocasión de elección t si escoge visitar el espacio número j es,

$$v_{jti} = \alpha_j + z'_{ji}\beta + w'_i\gamma + \varepsilon_{jti} \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, J \quad [1]$$

Un hecho importante asociado a la función de utilidad [1] es que sólo depende de las características del propio espacio¹², y que el vector de parámetros, β , que relaciona estas características con la utilidad es constante para todos los individuos y para todos los espacios¹³. Cabe señalar, también, que el vector de parámetros, γ , que relaciona las características socioeconómicas del individuo con la utilidad sólo cambia entre espacios¹⁴. Por último, advertir que el componente aleatorio, ε_{jti} , varía entre los individuos, entre los espacios y entre las ocasiones de elección de ahí que al inicio del periodo el individuo no conozca el valor que tomará en cada ocasión de elección.

Si en la ocasión de elección t el individuo i decide no participar, la función de utilidad queda recogida en la siguiente expresión:

$$v_{0ti} = \alpha_0 + \omega'_i\gamma_0 \quad [2]$$

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) Para comentarios sobre esta forma de ver la función de utilidad se puede consultar el trabajo de Lancaster (1966).

(13) Esto permite que el modelo de elección tenga una amplia aplicación pudiéndose utilizar, incluso, para estimar la demanda recreativa de espacios futuros de los que se pueden prever los atributos y los servicios que ofrecerán. Sin embargo, cabe señalar que el hecho que las diferentes funciones de utilidad tengan términos constantes diferentes, α_j , no es consistente con esa idea, pero, a pesar de ello, hemos decidido mantenerlos aquí a efectos ilustrativos. En la práctica se debería cumplir que $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_J$.

(14) Este hecho es de especial relevancia ya que cuando una característica socioeconómica presenta el mismo parámetro en todas las funciones de utilidad, entonces, dicha característica no aparece en el resultado final de la estimación.

Tal y como apuntan Morey, Shaw y Rowe (1991), la ausencia de un componente aleatorio en la función de utilidad [2] aunque sea poco convencional, no es restrictiva en sí misma. De haber definido la función de utilidad [2] con un término de error aditivo, entonces, el componente aleatorio de la decisión de participar estaría restringido a seguir la misma distribución logística que el componente aleatorio de la elección del espacio. En cambio, de esta forma, los términos de perturbación de ambas decisiones siguen distribuciones distintas. Por un lado, la decisión de participar depende únicamente de la especificación estocástica de $\{ \max (v_{jti}) - v_{0ti} \}$ y no de la especificación estocástica de las funciones de utilidad en [1]. La variable $\{ \max (v_{jti}) - v_{0ti} \}$ sigue, pues, una distribución de valor extremo mientras que la elección del espacio depende de variables aleatorias $\{ v_{jti} - v_{kti} \}$ distribuidas logísticamente. Esto último no tendría ninguna importancia sino fuera por el hecho que de esta forma la probabilidad relativa de no participar *versus* la elección del espacio depende de los espacios disponibles que conforman la opción de participar.

El supuesto básico es que los individuos visitarán uno de los J espacios que tiene a su alcance si y sólo si la utilidad que obtienen de visitar uno de estos espacios es mayor que la utilidad que obtendrían de no participar.

$$\max v_{jti} > v_{0ti}, \forall j = 1, 2, \dots, J \quad [3]$$

A partir del conocimiento de las funciones de distribución podemos escribir la función de verosimilitud del modelo. Así, para una muestra de N individuos independientes, definiremos:

$T_i \equiv$ Período de decisión del individuo i . Este se encuentra dividido en ocasiones de elección, $t = 1, 2, \dots, T$, en las cuales el individuo puede decidir participar o no de las actividades recreativas que ofrecen un conjunto de espacios pero en que ningún caso puede visitar más de un espacio.

$K_i \equiv$ Número de viajes que un individuo ha realizado a los distintos espacios a lo largo del período de estudio y de los cuales observamos su destino.

$X_i \equiv$ Número de veces que el individuo no ha visitado ningún espacio y que se obtiene de la diferencia entre T_i y K_i .

$y_{jti} \equiv$ Variable *dummy* fruto de un proceso Bernoulli que toma el valor 1 si el individuo i visita el espacio j en la ocasión de elección t y 0 en cualquier otro caso.

$y_{ji} \equiv$ Variable *dummy* fruto de un proceso binomial construida en base a y_{jti} y que recoge el número de viaje por los cuales conocemos que el individuo i ha visitado el espacio j . Notemos que $y_{ji} = \sum_{t=1}^T y_{jti}$ y que $K_i = \sum_{j=1}^J y_{ji}$.

$\pi_{0i} \equiv$ Probabilidad de que el individuo i no participe.

$\pi_{ji} \equiv$ Probabilidad de que el individuo i visite el espacio número j .

Además, (sin perder generalidad), supondremos que el precio del disfrute de los diferentes espacios es constante a lo largo del tiempo. De esta forma, la probabilidad de que un individuo escoja participar de las actividades recreativas que proporcionan estos espacios será constante a lo largo del tiempo.

La función de verosimilitud dado que conocemos y_{ji} y K_i es:

$$L = \prod_{i=1}^N \left\{ \left[\frac{T_i!}{K_i!(T_i - K_i)!} \pi_{0i}^{(T_i - K_i)} (1 - \pi_{0i})^{K_i} \right] \left[\frac{K_i!}{\prod_{j=1}^J y_{ji}!} \prod_{j=1}^J \pi_{ji}^{y_{ji}} \right] \right\} \quad [4]$$

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 - trías¹⁵.

A partir de los parámetros estimados fruto de la maximización de la función de verosimilitud [4] se pueden derivar, también, estimaciones de bienestar para medir el efecto sobre el bienestar de los individuos ante la eliminación, creación, mejora o deterioro de un espacio natural incluido en el conjunto de elección¹⁶.

El punto de partida es el conjunto de J funciones de utilidad indirectas condicionadas, como la recogida en [1], correspondientes a cada uno de los espacios, y la función de utilidad indirecta condicionada a la opción de no participar [2]. A partir de estas funciones podemos obtener una función de utilidad indirecta no condicionada:

$$v_{ii} = \max [v_{0ii}, v_{1ii}, \dots, v_{Jii}] \quad [5]$$

Dado que los términos de perturbación de las funciones de utilidad indirectas condicionadas están independiente e idénticamente distribuidos siguiendo una función de distribución acumulada de valor *extremo tipo I*¹⁷ se puede demostrar que el valor esperado de la función de utilidad no condicionada es:

$$E[v_{ii}] = E\{\max[v_{0ii}, \dots, v_{Jii}]\} = v_{0ii} F_w(w_{ii}) + \int_{v_{0ii}}^{\infty} w_{ii} f_w(w_{ii}) dw_{ii} \quad [6]$$

Donde $F_w(w_{ii})$ y $f_w(w_{ii})$ son respectivamente, la función de distribución acumulada (cdf) y la función de densidad (pdf) asociadas a la variable aleatoria w_{ii} es decir:

$$F_w(w_{ii}) = \exp[-e^{-(w_{ii} - Z_{ii})}] \quad \text{donde} \quad Z_{ii} = \ln \sum_{j=1}^J e^{v_{jii}} \quad [7]$$

$$\int_{v_{0ii}}^{\infty} w_{ii} f_w(w_{ii}) dw_{ii} = e^{(Z_{ii} - v_{0ii})} \int_0^{\infty} e^{-x} (x + v_{0ii}) e^{-e^{-(x + v_{0ii})}} dx \quad [8]$$

(15) Se puede demostrar que el logaritmo de la función de verosimilitud [4] es cóncavo, lo que implica que tiene un máximo local. Una implicación útil de este hecho es que cualquier procedimiento iterativo que garantice la convergencia a un punto estacionario, converge también a un máximo global en estos modelos. Por ello y dado que el vector columna de derivadas del logaritmo de la función de verosimilitud es no lineal, el estimador de máxima verosimilitud se debe obtener mediante un procedimiento iterativo.

(16) 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).

(17) Para una discusión de las propiedades de esta distribución se puede consultar el trabajo de Ben-Akiva y Lerman (1985).

Cabe advertir que el primer componente de la ecuación [6] es la contribución al valor esperado de la utilidad por el hecho de tener abierta la posibilidad de no participar; esto es, la probabilidad de no participar multiplicada por la utilidad obtenida de no participar. El segundo término es la contribución al valor esperado de la utilidad para tener la posibilidad de disfrutar de los J espacios naturales protegidos.

A partir de esta función, la variación compensadora esperada por cada ocasión de elección, VC_{ii}^* ante un cambio en alguno de los atributos, z , que caracterizan el espacio es la compensación (o el pago) asociada al cambio que permite que la utilidad máxima esperada después del cambio, v'_{ii} , sea la misma que era antes del cambio, v_{ii} . En el caso que $v'_{ii} > v_{ii}$, entonces, VC_{ii}^* puede ser interpretada como la cantidad que un individuo pagaría antes de empezar el período de elección para tener la opción de disfrutar de v'_{ii} en lugar de v_{ii} ¹⁸. Este hecho ilustra que un individuo estaría dispuesto a pagar por los servicios recreativos que ofrece un espacio que actualmente no visita, aunque la cantidad que estaría dispuesto a pagar sería pequeña a menos que tuviera una elevada probabilidad de visita.

$$v'_{ii} - v_{ii} = VC_{ii}^* \quad [9]$$

2. APLICACIÓN EMPÍRICA

El objetivo de esta aplicación es valorar económicamente los beneficios que obtienen los usuarios de la visita a un conjunto de espacios naturales protegidos de Mallorca. Estos espacios constituyen, en términos generales, por un lado, las áreas más importantes para la conservación de la naturaleza y, por otro, las áreas de uso recreativo más importantes en el medio natural de Mallorca. Si bien en lugar de analizar los 47 espacios naturales identificados por la Ley 1/91 de Espacios Naturales Protegidos del Parlamento Balear, restringiremos nuestro campo de análisis a aquellos que ocupan el litoral de Mallorca y, entre éstos, a aquellos que tuvieron una tasa de visita superior al 1% a lo largo del período de estudio. A saber: La Victòria, El Parc Natural de S'Albufera, Cala Agulla-Cala Mesquida, El Parc Natural de Mondragó, Es Trenc-Salobrar de Campos, Sa Calobra, Formentor, Cap de Cala Figuera-Refeubeix, Sa Punta de n'Amer, Cap de Ses Salines.

Desde primeros de mayo de 1997 hasta finales de septiembre del mismo año, se entrevistaron un total de 1.875 turistas de diferentes nacionalidades que habían pasado sus vacaciones en la isla. El conjunto de datos contiene información tanto de los turistas que participaron de la recreación en estos espacios como de aquellos que no los visitaron. De cada individuo visitante disponemos de una relación de los espacios que visitó, de las veces que los visitó e información detallada de la visita a uno de estos espacios naturales.

Cabe recordar que de la encuesta se obtiene toda la información necesaria para definir el conjunto de variables que conforman el modelo de elección discreta descrito en el apartado anterior. Destacan, principalmente, el medio de trans-

(18) En el caso que no existieran efectos renta, si $v'_{ii} > v_{ii}$, entonces, el valor absoluto de VC_{ii}^* puede ser interpretado como la cantidad que un individuo pagaría antes de empezar el período de elección para tener la opción de disponer del nivel de utilidad v_{ii} en lugar de v'_{ii} .

porte utilizado por los turistas 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. Así, por ejemplo, los costes del viaje se calcularon, pues, asignando un coste estándar de 8 ptas. por kilómetro recorrido, que incluye básicamente el coste del carburante, más los gastos de alquiler del coche. Y, 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.

Paralelamente, se desarrolló un modelo de accesibilidad territorial absoluta que permite conocer de forma exacta la distancia espacial y temporal que separa los diferentes municipios de la isla de Mallorca con cada uno de los espacios naturales objeto de análisis, así como las posibilidades de transporte que existen. Entendemos que el modelo de accesibilidad territorial ha sido un elemento clave para llevar a cabo el ejercicio de valoración, en la medida en que el modelo que hemos desarrollado ha sido diseñado para ser estimado a partir del conocimiento del número de viajes que realizan los turistas de la muestra, pero de los que sólo tenemos información detallada de la visita a uno de ellos. Así, a partir del conocimiento de su comportamiento en la isla se extrapolaron todas aquellas otras variables necesarias para implementar el modelo y definir el coste de acceso a estos espacios.

La estimación se hizo a partir de 1.773 observaciones de las cuales 723 correspondían a individuos que habían participado al menos una vez de la recreación en estos espacios naturales.

Se introdujo el supuesto de que el período de elección de los turistas era igual a su estancia en la isla y que en cada ocasión de elección los individuos no podían visitar más de un espacio por día. Este supuesto no sólo hace tratable la estimación sino que, además, parece del todo razonable si tenemos en cuenta que sólo un 1,3% de los turistas participantes realizó tantas visitas a espacios naturales como días permaneció en la isla.

El valor de los parámetros que maximizan el logaritmo de la función de verosimilitud [4] se obtuvo utilizando el método de optimización no lineal desarrollado por Broyden, Fletcher, Goldfarb y Shanno¹⁹. Se trata de un algoritmo muy sencillo que a través de derivadas numéricas obtiene una aproximación al *hesiano* que es definido positivo.

Se estimaron muchos modelos básicos. Modelos donde se introducían algunas variables y otros no, modelos en los que se incluía la diferencia o el producto de determinadas variables, modelos donde la influencia de determinadas variables afectaba a la decisión de elección pero no a la decisión de participación, etc... La razón intuitiva de proceder de esta forma es que permite ver la influencia de las variables y hacer comparaciones entre modelos con distinto número de parámetros²⁰.

(19) Véase Press, Flannery, Teukolsky y Vetterling (1988).

(20) Para proceder a la comparación entre modelos se puede utilizar el test de razón de verosimilitud si un modelo es el restringido de otro o en caso contrario el test de Cox de familias separadas o el criterio de información de Akaike.

Finalmente, a partir de estos modelos básicos se estimó el modelo definitivo²¹. Las funciones de utilidad pueden describirse de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} v_{0ti} &= \alpha_0 + \omega_i' \gamma^* \\ v_{1ti} &= z_{1i}' \beta + \varepsilon_{1ti} \\ &\dots \\ v_{10ti} &= z_{10i}' \beta + \varepsilon_{10ti} \end{aligned} \quad [10]^{22}$$

Donde ω_i es un vector de características socioeconómicas, específicas de cada individuo, tales como la renta personal, la edad, el nivel de estudios, la ocupación, etc., que ayudan a explicar la decisión de si participar o no en las actividades recreativas que proporcionan los espacios naturales pero que no afectan a la elección del espacio²³. Y, z_{ji} es un vector de los atributos que caracterizan cada espacio como el coste de desplazamiento hasta el espacio, la presencia de instalaciones de bar, restaurante o aparcamiento, la superficie de uso recreativo intensivo, el nivel de impacto ambiental, etc., y que ayudan a explicar la decisión relativa de a qué espacio visitar.

Los parámetros a estimar son, pues, los siguientes: un término constante, α_0 , específico de la decisión de no participar, que contiene todos aquellos atributos de la alternativa de no participar; un vector de parámetros, γ^* , uno para cada una de las características socioeconómicas que entran en la estimación; y, un vector de parámetros β , uno para cada uno de los atributos ambientales. El conjunto de variables ambientales y socioeconómicas susceptibles de entrar en la estimación quedan recogidas en el apéndice A.

(21) Quisiéramos remarcar en este punto la conveniencia de estimar modelos básicos, modelos sencillos con pocas variables, ya que los resultados que se derivan de su estimación facilitan y acortan la estimación de modelos más complejos donde entran en juego interrelaciones de muchas variables.

(22) A efectos ilustrativos tal vez hubiera sido mejor escribir las funciones de utilidad en [10] como:

$$\begin{aligned} v_{0ti} &= \alpha_0 + \omega_i' \gamma_0 \\ v_{1ti} &= z_{1i}' \beta + \varepsilon_{1ti} \\ &\dots \\ v_{10ti} &= z_{10i}' \beta + \varepsilon_{10ti} \end{aligned} \quad [10']$$

En el fondo se trata de una simple reparametrización que no afecta al valor de la función de máxima verosimilitud pero que facilita la interpretación de los parámetros y de los t-ratio.

(23) En el caso que se deseará estimar el modelo de forma que las características socioeconómicas explicaran ambas decisiones (participación y elección) deberíamos estimar un parámetro γ_j para cada espacio j y uno específico para la posibilidad de no participar. En nuestro caso la estimación de este modelo no convergió, y por ello se procedió a introducir una por una cada una de las variables socioeconómicas para analizar la influencia de las mismas. Todas las características socioeconómicas excepto la renta, el nivel de estudios y la nacionalidad alemana explicaron mejor la decisión relativa a la participación que la relativa a la elección. Por este motivo a la hora de estimar el modelo definitivo se asumió que las características socioeconómicas, incluida la renta, influyen únicamente en la decisión relativa a la participación. De ahí que el modelo que presentamos no considere la existencia de efectos renta.

A partir del conocimiento de las funciones de distribución puede escribirse la función de verosimilitud de forma análoga a [4] y obtenerse los estimadores de máxima verosimilitud de los parámetros del modelo. El valor del logaritmo de la función de verosimilitud y el valor estimado de los parámetros acompañados de la *t-ratio*, entre paréntesis, quedan recogidos el cuadro 1.

Cuadro 1: ESTIMACIÓN DEL MODELO

Variable	Coefficiente	<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)
ARBOL	3,185150	(12,404)
EXT	0,033035	(20,451)
NATUR	0,513476	(7,707)
IMPACTO	-0,769383	(-12,967)
ACCES	-0,520742	(-10,776)
APARC	3,933696	(25,492)
NAV	1,537713	(12,349)
ACCESTP	-3,377126	(-23,586)
RENTA	-0,000102	(-14,062)
EDAD	-0,006053	(-3,527)
EST	-0,290466	(-8,121)
NACALE	-1,088023	(-14,616)
NACGB	0,453997	(4,830)
NACOT	-0,512859	(-6,754)
OCUP1	-0,801784	(-6,951)
OCUP3	-0,792516	(-5,253)
OCUP4	-1,070364	(-7,126)

Nota: el valor del logaritmo de la función de máxima verosimilitud es -7532,3515.

Todos los parámetros que figuran en el cuadro resultaron significativos al nivel del 1% mientras que las variables PICNIC, PARASOL, HOMBRE, OCUP2, OCUP5, PROF1, PROF2, PROF3, PROF4 no resultaron significativas al nivel del 5%. Estos resultados indican que tanto el coste del viaje, TC, 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. Notemos que todos los parámetros tienen los signos esperados. Así, el signo positivo de la constante indica que la visita a los espacios naturales protegidos no constituye un atractivo en sí mismo si existe la posibilidad de realizar otras actividades recreativas y el signo negativo del parámetro que acompaña a la variable TC refleja que a mayor coste menor es la probabilidad que un turista participe. Por otro lado, los resultados muestran cómo los turistas que participan prefieren espacios especializados en actividades de sol y playa (SOL), sin instalaciones de bar o restaurante (BAR) que dispongan de aseos (WC) y de aparcamiento controlado (APARC). Son, pues, los espacios con un elevado grado de naturalidad (NATUR), un bajo nivel de impacto (IMPACTO) y que presentan una frondosa vegetación (ÁRBOL), especialmente de pinar y sabinar, los más frecuentados por los turistas que acostumbran a disfrutar de la recreación al aire libre.

Los turistas que tienen una mayor probabilidad de visitar estos espacios naturales son, a la luz de los resultados, aquellos que disponen de mayor renta (RENTA) y de un mayor nivel de estudios (EST). Este hecho guarda relación con la ocupación de los individuos de forma que son los ocupados (OCUP1) los que más visitas realizan alrededor de estos espacios junto con los jubilados (OCUP3) y los estudiantes (OCUP4). La edad (EDAD) de los individuos junto con la nacionalidad son también determinantes importantes a la hora de decidir si participar o no.

Dadas unas condiciones de acceso y de calidad, el modelo permite predecir, en primer lugar, la probabilidad de que un turista participe de la recreación en estos espacios naturales en una determinada ocasión de elección. En nuestro caso, la probabilidad diaria de participar se encuentra alrededor del 10,6% que, multiplicada por los días de estancia en la isla, nos indica que un turista realizará, por término medio, 1 visita a estos espacios naturales. Recordemos, además, tal y como queda recogido en el cuadro 2, que el modelo ofrece la probabilidad estimada de que un turista visite cada uno de los diez espacios que hemos considerado en una determinada ocasión de elección, un día en nuestro caso.

El cuadro 2 presenta, también, las frecuencias relativas de la muestra, y a raíz de éstas parece razonable afirmar que el modelo desarrolla un buen papel a la hora de predecir las veces que los individuos participarán de las actividades recreativas y el espacio que escogerán. Una medida de bondad de ajuste utilizado en estos casos es el R^2 de McFadden, que en este caso toma el valor de 0,34, o el porcentaje de respuestas correctamente predecidas, que se sitúa alrededor del 70%.

En segundo lugar, ante un cambio en las condiciones de acceso, el modelo permite predecir cómo afecta este cambio a la decisión de participar, al número total de viajes y a la distribución de los mismos. De esta forma si suponemos, por ejemplo, que el espacio natural de Formentor se cierra al público, la probabilidad diaria de participar se reduce del 10,6% al 7%. Lógicamente, la eliminación de un espacio tendrá un efecto tanto mayor sobre la probabilidad de participar cuanto mayor sea la probabilidad de que este espacio sea escogido. Por otro lado, tal y como queda recogido en el cuadro 3, cabe esperar una reasignación de las visitas entre los espacios que todavía quedan disponibles. Lógicamente, cuanto mejor sustitutivo sea un espacio de otro que ha sido eliminado, mayor será el número de visitas que este espacio atraerá.

Cuadro 2: PROBABILIDAD ESTIMADA Y FRECUENCIA RELATIVA

Alternativa	Probabilidad estimada diaria	Frecuencia relativa diaria
0. No participar	89,417%	90,162%
1. Visitar La Victòria	0,294%	0,284%
2. Visitar S'Albufera	0,391%	0,467%
3. Visitar Cala Agulla-Cala Mesquida	1,641%	1,610%
4. Visitar Mondragó	0,192%	0,204%
5. Visitar Es Trenc- Salobrar	2,079%	1,957%
6. Visitar Sa Calobra	1,710%	1,938%
7. Visitar Formentor	3,872%	4,394%
8. Visitar Cap Cala Figuera-Refeubeix	0,175%	0,180%
9. Visitar Sa Punta de n'Amer	0,104%	0,104%
10. Visitar Cap de Ses Salines	0,125%	0,149%

Cuadro 3: PROBABILIDAD ESTIMADA DESPUÉS DEL CAMBIO

Alternativa	Probabilidad estimada diaria
0. No participar	93%
1. Visitar La Victòria	0,315%
2. Visitar S'Albufera	0,406%
3. Visitar Cala Agulla-Cala Mesquida	1,575%
4. Visitar Mondragó	0,203%
5. Visitar Es Trenc- Salobrar de Campos	2,219%
6. Visitar Sa Calobra	1,848%
7. Visitar Formentor	—
8. Visitar Cap Cala Figuera-Refeubeix	0,203%
9. Visitar Sa Punta de n'Amer	0,105%
10. Visitar Cap de Ses Salines	0,126%

En tercer lugar, siguiendo con el ejemplo hipotético de que Formentor se cerrará al público, el modelo permite estimar las pérdidas de bienestar asociadas a este hecho. Las expresiones 5, 6, 7, 8 y 9 se han utilizado para calcular la variación compensadora esperada para cada ocasión de elección, VC_{it}^* . Así, resulta que un turista estaría dispuesto a pagar 333,63 pesetas durante cada día de estancia en la isla para tener la opción de visitar el espacio de Formentor. Paralelamente, se podría calcular la variación compensadora esperada de cada individuo para todo

el período de estancia en la isla, VCT_i^* , multiplicando, sencillamente, VC_{ti}^* por el período de elección, T_i . Obviamente la cantidad de dinero que estaría dispuesto a pagar un turista será tanto menor cuanto más pequeña sea la probabilidad de visitar cada uno de estos espacios. Los resultados del cuadro 4 ayudan a ilustrar esta idea mostrando que la variación compensadora esperada es mayor para los espacios que tienen una mayor probabilidad de ser escogidos.

La suma de cada una de las variaciones compensadoras asignadas a la eliminación de cada espacio por separado nos ofrece una buena aproximación a la cantidad que los turistas estarían dispuestos a pagar para tener la opción de visitar estos diez espacios. La media se encuentra alrededor de las 8.696,5 pesetas por turista y periodo de elección. Sin embargo, si en lugar de coger como referencia la media muestral escogemos la mediana²⁴, resulta que para un nivel de confianza del 95% la mediana poblacional se encuentra entre las 4.933,8 y las 5.603,6 pesetas. Multiplicando el extremo inferior de la mediana de la variación compensadora esperada, VCT_i^* , por los 4.660.100 turistas que visitaron Mallorca durante el período de estudio se obtiene una estimación agregada de 22.992 millones de pesetas para la eliminación de estos diez espacios.

Por último, y si bien es cierto que el conjunto de información que hemos manejado tiene algunas fortalezas, también, presenta algunas debilidades que, sin duda, constituyen una fuente potencial de sesgo:

En primer lugar, no se dispone de información útil para capturar el valor del tiempo de todos los individuos de la muestra. Por ello, la determinación del coste de oportunidad del tiempo se hizo, siguiendo la propuesta de Cesario (1976), igualándolo a 1/3 del salario/hora. Sin embargo, otros autores demuestran cómo esta aproximación introduce sesgos en las estimaciones de las medidas de bienestar²⁵.

En segundo lugar, la pobreza de las variables ambientales utilizadas para caracterizar el conjunto de espacios objeto de estudio puede haber introducido sesgos en las probabilidades estimadas²⁶. Pero, en cualquier caso, entendemos que el sesgo que ello halla podido originar es menor el que se produce al utilizar la percepción de los individuos sobre la calidad ambiental de los espacios.

En tercer lugar, el hecho de disponer de información detallada de un solo espacio y utilizar esta información para extrapolar el comportamiento de los individuos en los restantes espacios constituye sin duda otra fuente de sesgo potencial. Sin embargo, creemos que con la ayuda de un modelo de accesibilidad territorial absoluta, como el utilizado en la aplicación, se puede aminorar este sesgo.

(24) Hanemann (1983, 1984) recomienda el uso de la mediana atendiendo a criterios estadísticos afirmando que es menos sensible a la presencia de observaciones inusuales o a errores en la recogida de información. Por otro lado, muestra cómo la utilización de la mediana en los modelos de elección discreta permite interpretar la variación compensadora como la cantidad de dinero que situaría al individuo en un punto de indiferencia, es decir, existe una probabilidad del 50% de que un individuo escogido al azar acepte dicha cantidad.

(25) Véase, por ejemplo, Larson (1993).

(26) Ante este temor se decidió redefinir las funciones de utilidad [10] introduciendo una constante, α_j , para cada espacio que agrupara todas aquellas características que no habían sido especificadas, pero el modelo resultante no solo fue peor sino que se aceptó la hipótesis nula de que $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots \alpha_J = -\alpha_0$.

Cuadro 4: MEDIA (x), DESVIACIÓN ESTANDARD (s) Y MEDIANA (m_e)
DE LA VARIACIÓN COMPENSADORA MUESTRAL

Espacio natural	VC_{ii}^{\bullet}	VCT_{ii}^{\bullet}
1. La Victoria	x = 25,8548 s = 26,9865 m_e = 17,6851	x = 243,3330 s = 307,0474 m_e = 1.46,6330
2. S'Albufera	x = 34,3886 s = 36,7063 m_e = 23,4731	x = 323,7704 s = 413,7864 m_e = 194,3355
3. Cala Agulla	x = 142,0639 s = 180,2634 m_e = 88,6230	x = 1334,7618 s = 1887,3935 m_e = 740,4186
4. Mondragó	x = 16,8700 s = 17,7618 m_e = 11,2593	x = 157,7947 s = 194,4789 m_e = 96,7772
5. Es Trenc	x = 181,7676 s = 181,7028 m_e = 121,7654	x = 1693,3809 s = 2001,0561 m_e = 1084,4711
6. Sa Calobra	x = 150,4457 s = 150,4545 m_e = 105,3141	x = 1418,6125 s = 1871,2652 m_e = 891,4338
7. Formentor	x = 333,6379 s = 364,6617 m_e = 231,8441	x = 3193,7111 s = 4126,8830 m_e = 1916,3020
8. Cala Figuera	x = 15,3755 s = 16,4050 m_e = 9,9174	x = 142,2997 s = 175,3117 m_e = 85,1378
9. Punta de n'Amer	x = 9,1925 s = 10,5278 m_e = 5,8847	x = 86,4940 s = 113,2729 m_e = 50,1455
10. Cap Ses Salines	x = 10,9644 s = 11,2664 m_e = 7,2155	x = 102,4331 s = 125,5015 m_e = 63,1235

En cuarto lugar, el supuesto acordado de la no-existencia de efectos renta puede haber sesgado los resultados obtenidos²⁷. Sin embargo, el cálculo de las medidas de bienestar se complica si admitimos la existencia de efectos renta. Generalmente, se trata de soluciones que hay que aproximar y se puede dar el caso que los supuestos implícitos en la aproximación sean más restrictivos que el supuesto de no existencia de efectos renta.

3. CONCLUSIONES

A modo de conclusión, quisiéramos destacar que con este modelo se consigue, a nuestro modo de ver, tratar la interdependencia que existe entre la decisión de participar y las alternativas disponibles de una forma consistente con la teoría económica y en un contexto donde se dispone de información detallada de la visita a un único espacio. Además, el modelo determina directamente el número total de viajes realizados a lo largo del período de elección y los distribuye entre los espacios que conforman el conjunto de elección.

Sin embargo, el modelo mantiene que los individuos consideran todos los espacios especificados ya que cada uno de ellos tiene una probabilidad no nula de ser escogido. A pesar de la validez de este supuesto, quisiéramos dejar constancia de que muchos individuos no consideran todas las alternativas y, en este caso, el modelo sobrestima las posibilidades de sustitución e infravalora la probabilidad de escoger los espacios mas frecuentados. Desafortunadamente, no hay una forma directa de seleccionar la mejor especificación para representar el conjunto de elección, pero entendemos que es mejor considerar todas las alternativas y agregar después los excedentes asociados a cada opción que, como apuntan Parson y Needelman (1992), definir un conjunto de elección aleatorio o proceder a la agregación *a priori*.

No quisiéramos terminar sin señalar que un aspecto significativo de esta aplicación es el hecho que el método del coste del viaje ha sido utilizado para estimar los beneficios económicos derivados del uso turístico de un conjunto de espacios naturales en un destino caracterizado por un turismo de masas donde la visita a estos espacios es sólo una de las muchas oportunidades recreativas que tienen a su alcance los turistas, y donde el volumen de no participantes es, por lo tanto, muy elevado.

El interés por este aspecto descansa en el hecho de que las aplicaciones empíricas realizadas con la ayuda del método del coste de viaje que han intentado dar un tratamiento diferenciado a los turistas, como los trabajos de Bell y Lee-worthy (1990), Kramer, Sharma y Munasinghe (1995), Menkhaus y Lober (1996), han centrado su interés en imputar una parte del coste del viaje desde el lugar de residencia habitual hasta el destino turístico de la visita a una determinada área recreativa, suponiendo que sólo existe un espacio o que los diferentes espacios pue-

(27) Para contrastar este hecho se estimó un nuevo modelo donde la renta influía de forma diferente sobre cada una de las alternativas. Todos los parámetros tuvieron los signos esperados y, aunque no todos ellos fueron significativos al nivel del 10%, no se pudo aceptar la hipótesis nula de que $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots \gamma_I = -\gamma_0$. Así, pues, parece probada la existencia de efectos renta aunque se deberían tener en cuenta otros factores económicos, teóricos y estadísticos.

den ser agrupados en la medida que satisfacen la misma experiencia recreativa, ignorando los sesgos que surgen de dicha agregación.

En este sentido, creemos conveniente resaltar que el modelo descrito en este trabajo permite modelizar la etapa de decisión del turista que tiene lugar en el destino vacacional y que con una pequeña extensión del mismo se podría ligar a la etapa de decisión que, según Shaw (1991), tiene lugar en el país de origen. Desgraciadamente, las necesidades de información para poner en marcha un modelo de esta naturaleza son muy elevadas.

APÉNDICE A

Definición de las variables

TC \equiv Vector de diez variables que recoge los costes del viaje que soporta el turista para visitar cada uno de los diez espacios que entran en la estimación.

SOL \equiv Vector de diez variables dicotómicas que toma el valor 1 ó 0 según se trate de un espacio intensivo en actividades de sol y playa o viceversa.

BAR \equiv Vector de diez variables dicotómicas que coge el valor 0 en aquellos casos en que el espacio no dispone de instalaciones de bar o restaurante.

PICNIC \equiv Vector de diez variables dicotómicas que toma el valor 1 ó 0 según se trate de un espacio con o sin áreas de pícnic.

WC \equiv Vector de diez variables dicotómicas que indica si el espacio dispone de WC.

ARBOL \equiv Vector de diez variables dicotómicas que toma el valor 1 si el espacio dispone de cobertura arbórea, determinada a partir de mapas de ocupación del suelo.

EXT \equiv Vector de diez variables que mide en hectáreas el área de uso intensivo recreativo del espacio. Dicha área se calculó a partir de las zonas de mayor concentración de actividades sedentarias e incluía el área de fondeo anexa.

APARC \equiv Vector de diez variables dicotómicas que clasifica los espacios según la presencia de aparcamiento controlado.

NATUR \equiv Vector de diez variables dicotómicas que refleja el grado de naturalidad y artificialización del espacio. Se trata de una variable que toma el valor 1 si el espacio tiene poco interés natural y es, por tanto, resistente a los impactos de frecuentación y 3 si el espacio tiene un elevado interés natural.

IMPACTO \equiv Vector de diez variables dicotómicas que muestra los impactos identificados en el espacio medidos de menor a mayor grado en una escala del 1 al 3. Los impactos que se consideraron fueron la acumulación de basuras, suelo desprovisto de vegetación y raíces de árboles descalzas.

PARASOL \equiv Vector de diez variables dicotómicas que separa los espacios sobre la base de la presencia de parasoles y gandulas.

ACCES \equiv Vector de diez variables que toma el valor de 1 a 3 según la facilidad de acceso al espacio, teniendo en cuenta si el acceso se puede realizar sólo a pie o en bicicleta o si por el contrario se puede acceder en coche.

ACCESTP \equiv Vector de diez variables dicotómicas que recoge la posibilidad de acceder al espacio en transporte público.

NAVP \equiv Vector de diez variables dicotómicas que coge el valor 1 si existe la posibilidad de participar en actividades de navegación programada.

ACOM15 \equiv Variable que aglutina el número de personas menores de 16 años que han viajado con el individuo entrevistado.

ACOM16 \equiv Variable que asocia el número de personas mayores de 16 años que han viajado con el individuo entrevistado.

EDAD \equiv Variable que recoge la edad del individuo entrevistado.

RENTA \equiv Variable numérica que anota la renta del individuo entrevistado.

EST \equiv Variable que apunta el nivel de estudios alcanzado por el individuo entrevistado.

HOMBRE \equiv Variable que toma el valor 1 si el sexo del individuo entrevistado es masculino.

NACALE \equiv Variable que reúne los individuos entrevistados de nacionalidad alemana.

NACGB \equiv Variable que asocia los individuos entrevistados de nacionalidad británica.

NACOT \equiv Variable que une los individuos entrevistados de nacionalidad distinta a la alemana y británica.

OCUP1 \equiv Variable que agrupa los individuos entrevistados ocupados.

OCUP2 \equiv Variable que aglomera los individuos entrevistados en paro.

OCUP3 \equiv Variable que aglutina los individuos entrevistados jubilados.

OCUP4 \equiv Variable que concentra los individuos entrevistados que reconocen ser estudiantes.

OCUP5 \equiv Variable que indica aquellos individuos que trabajan en tareas del hogar.

PROF1 \equiv Variable que muestra los individuos entrevistados que manifiestan ser empresarios con trabajadores a su cargo.

PROF2 \equiv Variable que agrupa a los individuos entrevistados que ejercen una profesión liberal.

PROF3 \equiv Variable que acoge a los individuos entrevistados que siendo empresarios no tienen trabajadores a su cargo.

PROF4 \equiv Variable que toma el valor 1 en caso de que el individuo entrevistado trabaje por cuenta ajena.

Cuadro A1: ESTADÍSTICOS MUESTRALES

Variable	Media	Error Est.	Asimetría	Curtosis	Mediana
TC	2.174	1.114	1,13	2,34	1.982
SOL	0,3	0,45	0,87	-1,23	0
BAR	0,4	0,49	0,40	-1,83	0
PICNIC	0,89	0,30	-2,66	5,09	1
WC	0,70	0,45	-0,87	-1,23	1
ARBOL	0,60	0,48	-0,41	-1,83	1
EXT	51,63	55,88	1,74	2,1	31,8
APARC	0,70	0,45	-0,87	-1,23	1
NATUR	2,69	0,45	-0,87	-1,23	3
IMPACTO	2,5	0,5	-0,001	-2,002	3
PARASOL	0,39	0,49	0,40	-1,83	0
ACCES	2,59	0,66	-1,39	0,61	3
ACCESTP	0,69	0,45	-0,87	-1,23	1
NAV	0,29	0,45	0,87	0,87	1,23
EDAD	44,14	14,9	0,07	-1,19	46
RENTA	271.286	126.804	-0,42	-0,31	275.000
HOMBRE	0,53	0,49	-0,21	-1,98	1
EST	2,23	0,62	-0,14	-0,61	2
NACALE	0,38	0,48	0,47	-1,77	0
NACGB	0,34	0,47	0,64	-1,58	0
NACOT	0,16	0,37	1,7	1,12	0
OCUP1	0,64	0,47	-0,6	-1,63	1
OCUP2	0,005	0,07	13,21	172,79	0
OCUP3	0,14	0,34	2,06	2,26	0
OCUP4	0,06	0,24	3,63	11,21	0
OCUP5	0,03	0,19	4,73	20,43	0
PROF1	0,06	0,24	3,63	11,21	0
PROF2	0,19	0,39	1,50	0,27	0
PROF3	0,03	0,19	4,73	20,43	1
PROF4	0,55	0,49	-0,21	-1,95	0



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bell, F. y V.R. Leeworthy (1990): "Recreational Demand by Tourists for Saltwater Beach Days", *Journal of Environmental Economics and Management*, 18, págs. 189-205.
- Ben-Akiva, M. y S.R. Lerman (1985): *Discrete Choice Analysis*, MIT Press, Cambridge Mass.
- Bockstael, N.E., W.H. Hanemann y I.E. Strand (1989): *Measuring The Benefits of Water Quality Improvements Using Recreational Demand Models. Volume II. Benefit Analysis Using Indirect or Imputed Market Methods*, Epa Washinhton, Dc.
- Bockstael, N.E., K.E. McConnell y I.E. Strand (1989): "A Random Utility Model for Sportfishing: Some Preliminary Results for Florida Marine", *Marine Resources Economics*, 6, págs. 245-260.
- Bockstael, N.E., I.E. Strand, K.E. Mcconell y F. Arsanjani (1990): "Sample Selection Bias in the Estimation of Recreation Demand Functions: An Aplcation to Sportfishing", *Land Economics*, 66, págs. 40-49.
- Brown, W.G. y R. Mendelsohn (1984): "The Hedonic Travel Cost Method", *Review of Economics and Stadistics*, 66, págs. 427-433.
- Carson, R., W.M. Hanemann y D. Steinberg (1988): *A Discrete Choice Contingent Valuation Estimate of the Value of Kenai King Salmon*, University of California, Berkeley.
- Carson, R., W.M. Hanemann y T. Wegge (1987): *Southcentral Alaska Sport Fishing Economic Study*, Alaska Department of Fish and Game Anchorage.
- Caulkins, P.P., R.C. Bishop y N.W. Bouwes (1986): "The Travel Cost Model for Lake Recreation: A Comparison of Two Methods for Incorporanting Site Quality and Substitution Effects", *American Journal of Agricultural Economics*, 68, págs. 291-297.
- Cesario, F.J. (1976): "Value of Time in Recreational Benefit Studies", *Land Economics*, 52, págs. 32-41.
- Cesario, F.J. y J.L. Knetsch (1976): "A Recreation Site Demand and Benefit Estimation Model", *Regional Studies*, 10, págs. 97-104.
- Cicchetti, C.J., A.C. Fisher y V.K. Smith (1976): "An Econometric Evaluation of a Generalized Consumer Surplus Measure: The Mineral King Controversy", *Econometrica*, 44, págs. 1.259-1.276.
- Englin J. y R. Mendelsohn (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, págs. 225-290.
- Feenberg D. y E.S. Mills (1980): *Measuring the Benefits of Water Pollution Abatement*, New York: Academic Press.
- Hanemann, W.M. (1982): *Applied Welfare Analysis with Qualitative Response Models*, California Agricultural Experimental Station Working Paper, 241.
- Hanemann, W.M. (1983): "Marginal Welfare Measures for Discret Choice Models", *Economic Letters*, 13, págs. 129-136.
- Hanemann, W.M. (1984): "Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discret Responses", *American Journal of Agricultural Economics*, 66, págs. 332-341.
- Hellerstein, D. y R. Mendelsohn (1993): "A Theoretical Foundation for Count Data Models", *American Journal of Agricultural Economics*, 75, págs. 604-611.
- Judge, G.G., W.E. Griffiths, R.C. Hill, H. Lutkepohl y T.C. Lee (1985): *The Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley and Sons Inc. (2.^a edición).
- Kaoru, Y., V.K. Smith y J. Long Liu (1995): "Using Random Utility Models to Estimate the Recreational Value of Estuarine Resources", *American Journal of Agricultural Economics*, 77, págs. 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, págs. 95-109.
- Kling, C.L. y J.A. Weriges (1995): "An Empirical Investigation of the Consistency of Nested Logit Models with Utility Maximization", *American Journal of Agricultural Economics*, 77, págs. 875-884.
- Kramer, R.A., N. Sharma y M. Munasinghe (1995): *Valuing Tropical Forests: Methodology and Case Study of Madagascar*, The World Bank, Working Paper 13, Washington D.C.
- Lancaster, K.J. (1966): "A New Approach to Consumer Theory", *Journal of Political Economics*, 74, págs. 132-157.
- Larson, D.M. (1993): "Separability and the Shadow Value of Leisure Time", *Land Economics*, 69, págs. 270-286.
- McFadden D. (1974): "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour", *Frontiers in Econometrics*, eds. Zarembka, Nueva York: Academic Press.
- McFadden D. (1978): "Modeling 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.
- Menkhaus, S. y D.J. Lober (1996): "International Ecotourism and the Valuation of Tropical Rainforest in Costa Rica", *Journal of Environmental Management*, 47, págs. 1-10.
- Morey, E.R. (1990): *Per-trip Consumer's Surplus Measures: What are They? and What do They Tell Us about Consumer's Surplus?*, Department of Economics, University of Colorado, Boulder.
- Morey, E.R., W.D. Shaw y R.D. Rowe (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, págs. 181-201.
- Parson G.R. y M.J. Needelman M. J. (1992): "Site Aggregation a Random Utility", *Land Economics*, 68, págs. 418-433.
- Press, W.T., B.P. Flannery, R.A. Teukosky y W.T. Vetterling (1988): *Numerical Recipes*. Cambridge University Press.
- Shaw, D. (1988): "On-Site Samples Regression: Problems of Non-Negative Integers, Truncation, and Endogenous Stratification", *Journal of Econometrics*, 37, págs. 211-223.
- Shaw, D. (1991): "Recreational Demand by Tourists for Saltwater Beach Days: Comment", *Journal of Environmental Economics and Management*, 20, págs. 284-289.
- Small, K.A. y H.S. Rosen (1981): "Applied Welfare Economics with Discrete Choice Models", *Econometrica*, 49, págs. 105-130.
- Smith, V.K., W.H. Desvousges y M.P. McGivney (1983): "Estimating Water Quality Benefits: An Econometric Analysis", *Southern Economic Journal*, 50, págs. 422-437.
- Smith, V.K. y R.J. Kopp (1980): "The Spatial Limits of the Travel Cost Recreational Demand Models", *Land Economics*, 56, págs. 64-72.
- Sutherland, R.J. (1982): "A Regional Approach to Estimating Recreation Benefits of Improved Water Quality", *Journal of Environmental Economics and Management*, 9, págs. 229-247.
- Vaughan, W.J. y C.S. Russel (1982): "Valuing a Fishing Day: an Application of a Systematic Varying Parameter Model", *Land Economics*, 58, págs. 450-463.

Fecha de recepción del original: mayo, 1998

Versión final: enero, 2000

ABSTRACT

In this paper we develop and estimate a discrete choice model of the demand for site-specific recreational activities. The model simultaneously predicts both how many trips the individual will make part in these recreational activities and which site will be chosen, each in terms of the costs of producing the different options and the attributes of the areas. Starting from this relation we can calculate the effects that changes in the access conditions and environmental quality will have on individual welfare. The application is made to a set of protected natural areas on the island of Mallorca.

Key words: travel cost method, discrete choice models.

JEL classification: Q26.