

Análisis conjunto y espacios naturales: una aplicación al Paraje Natural del Desert de les Palmes

A. Bengochea^{1*}, A. M. Fuertes¹ y S. Del Saz²

¹ *Universitat Jaume I. Campus del Riu Sec. 12071 Castellón. España*

² *Universitat de València. Campus dels Tarongers. 46020 Valencia. España*

Resumen

En el trabajo se utilizan sendos métodos directos de valoración para analizar las preferencias individuales sobre ciertas características de un espacio natural y estimar la disposición al pago por reducir el riesgo de incendios en una zona de bosque mediterráneo. Para el primer objetivo mencionado se ha utilizado el método del análisis conjunto. Los atributos considerados han sido el grado de biodiversidad, la extensión del territorio ocupado por el espacio natural y la aportación económica anual que debería efectuarse para contribuir a su mantenimiento y conservación. La disposición al pago por reducir el riesgo de incendios se ha estimado mediante el experimento de elección. Los datos se han obtenido a través de una encuesta realizada a personas residentes en el área de influencia del Paraje Natural del Desert de les Palmes, uno de los enclaves protegidos de la Comunidad Valenciana.

Palabras clave: espacios naturales, preferencias declaradas, biodiversidad, riesgo de incendios.

Abstract

Conjoint analysis and natural areas: an application to the Desert de les Palmes Park

We use stated preference methods to analyze consumer preferences on the attributes of protected natural areas and to estimate the willingness to pay for reducing the risk of fires in the site. For the first goal, conjoint analysis is used. Three attributes are considered: biodiversity, dimension of the natural area and the economic contribution that would have to be made for its maintenance and preservation. The willingness to pay for reducing the risk of fires has been estimated using choice experiment. The data have been gathered from a mail survey conducted among people living near the Desert de les Palmes Park, a protected area located in the Valencian Community (Spain).

Key words: natural areas, stated preferences, biodiversity, risk of fires.

Introducción

La ciencia económica ha desarrollado métodos específicos de valoración que permiten monetizar los cambios en el bienestar de los individuos provocados por un cambio en la cantidad o en la calidad de un bien ambiental. Estos métodos tienen sus raíces en la teoría neoclásica del bienestar según la cual las preferencias individuales son el fundamento del valor que se asigna a un bien o servicio. Desde esta perspectiva, el valor de los bienes ambientales puede inferirse a partir del análisis de las preferencias reveladas por los individuos (métodos indirectos) o de las preferencias declaradas (métodos directos).

En lo que se refiere a espacios naturales, abundan los estudios en los que se ha estimado el valor de su uso recreativo utilizando distintas versiones del método del coste del viaje (un método indirecto) o del método de valoración contingente (método directo). Asimismo, hay numerosos trabajos en los que se ofrecen estimaciones del valor de no-uso de estos espacios, inferido mediante la valoración contingente. Sin embargo, son menos frecuentes los estudios sobre las preferencias de los individuos en relación a este tipo de bienes ambientales. Entre los pioneros destacan McKenzie (1993), Adamowicz *et al.* (1994) y Roe *et al.* (1996). Posteriormente se han publicado diversos trabajos que siguen esta línea metodológica como los de Sánchez y Pérez (1997), Garrod y Willis (1997), Bullock *et al.* (1998), Hanley *et al.* (1998), Farber y Griner (2000), Carlsson *et al.* (2003), Riera y Mogas (2004) y Mogas

* Autor para la correspondencia: bengoche@eco.uji.es
Recibido: 11-02-05; Aceptado: 20-03-07.

et al. (2005). Frente a las posibles reservas sobre la fiabilidad de los resultados obtenidos en este tipo de estudios, Carlsson y Martinsson (2001) afirman que existe una coherencia entre el comportamiento real de los individuos y las preferencias que declaran. Estos autores muestran que la disposición al pago real no difiere de la estimada mediante un experimento de elección.

El presente trabajo se centra, en primer lugar, en el estudio de las preferencias mostradas por los individuos referidas a ciertas características de los espacios naturales. En concreto se han considerado su tamaño y el grado de biodiversidad. Para poder valorar en unidades monetarias los cambios en los atributos mencionados, se ha incluido como variable instrumental la aportación económica anual que, vía impuestos, debería efectuarse para contribuir al mantenimiento y conservación del espacio natural en cuestión. Otro de los aspectos estudiados ha sido la valoración de la reducción del riesgo de incendio en el Paraje Natural del Desert de les Palmes, una zona de bosque mediterráneo enclavada en la Comunidad Valenciana con un gran valor ecológico por la presencia de endemismos y la riqueza de su avifauna. Las labores de vigilancia y prevención de incendios conllevan unos costes que son sufragados con cargo a los presupuestos públicos. Conocer en qué medida son valoradas estas tareas por parte de los ciudadanos puede constituir un complemento al sistema de cuentas propuesto por Campos *et al.* (2005) para valorar los efectos de la mitigación de incendios en los bosques mediterráneos.

La metodología empleada para llevar a cabo el estudio ha sido el análisis conjunto, un método directo de valoración que tiene sus orígenes en la psicología matemática y que se ha extendido a otras disciplinas como la economía del transporte, la investigación de mercados y, recientemente, la economía ambiental. Su utilización permite conocer la importancia concedida a cada característica tanto individualmente como a nivel medio y también disponer de una estimación de la disposición al pago por un incremento en el grado de biodiversidad o de la superficie del espacio. Tal como indican Sánchez y Pérez (1997), este tipo de trabajos puede resultar de gran utilidad a los organismos públicos responsables de la gestión del patrimonio natural por cuanto la información obtenida puede ser utilizada para adecuar la oferta de espacios naturales a la demanda social de los mismos. El valor de la reducción del riesgo de incendio se ha estimado mediante el experimento de elección, una modalidad del análisis conjunto.

Los datos utilizados en el presente estudio proceden de una encuesta por correo enviada a personas residentes en los municipios cercanos al Paraje Natural del Desert de les Palmes (Castellón). En los apartados que siguen se expone la metodología empleada, los resultados obtenidos de su aplicación y las principales conclusiones del trabajo desarrollado.

El análisis conjunto

El análisis conjunto tiene una relación directa con la teoría de la demanda de Lancaster al considerar que los bienes están formados por varios atributos que no pueden disociarse fácilmente de manera que, cuando se elige determinado bien, en realidad se está eligiendo todo el conjunto de características asociadas al mismo. Por ejemplo, una vivienda viene definida por su precio, superficie, situación, altura, orientación, antigüedad, etc. Cuando se alquila o se compra una vivienda, se está escogiendo una combinación de todas estas características. Del mismo modo, cuando se adquiere un coche, se elige también un modelo concreto que viene definido por diversos factores: tamaño, fabricante, potencia, color, tipo de combustible, etc. En la terminología propia del análisis conjunto, las características que definen determinado bien se denominan «atributos» y los distintos valores asociados a cada atributo se llaman «niveles».

Las primeras aplicaciones prácticas de este método se efectuaron en los años setenta, principalmente en el campo de la economía del transporte (Louviere *et al.*, 1974; Norman y Louviere, 1974) y en las últimas décadas, su uso se ha extendido a otros campos. Green y Srinivasan (1990) afirmaban que, desde su trabajo de 1978, esta metodología había ganado versatilidad, se había aplicado a nuevas situaciones del mundo de los negocios y de la administración pública y consideraban que todavía podía experimentar nuevos desarrollos. Unos años después se puede constatar que, efectivamente, los pronósticos de Green y Srinivasan se han cumplido y el análisis conjunto se ha utilizado en áreas como la agricultura (Baidu-Forson *et al.*, 1997), la economía de la salud (Vick y Scott, 1998), la energía (Bala *et al.*, 1998) o la economía ambiental (Hanley *et al.*, 1998).

La finalidad del análisis conjunto consiste en obtener una función de utilidad indirecta en la cual la utilidad que le reporta a determinado individuo el consumo de un bien se expresa en función del nivel que

alcanzan las características que lo definen. La aplicación del método consta de las siguientes fases:

1. Identificación de los atributos y niveles.
2. Selección del modelo de preferencias.
3. Elección del método de recogida de datos y escala de medición.
4. Estimación de la función de utilidad subyacente.

Identificación de los atributos y niveles

En esta etapa hay que identificar los atributos relevantes y decidir el número de niveles de cada uno de ellos. La cantidad de combinaciones posibles, y por tanto de perfiles a evaluar, se incrementa exponencialmente conforme aumentan los atributos y sus niveles. Si se han seleccionado, por ejemplo, tres atributos A, B y C con 2, 4 y 3 niveles respectivamente, habrá un total de 24 perfiles posibles a evaluar ($2 \times 4 \times 3$). En el caso de que cada atributo tuviera 5 niveles, las combinaciones posibles serían 125 ($5 \times 5 \times 5$). Es importante, por tanto, seleccionar un número reducido de atributos con pocos niveles en cada uno de ellos para simplificar el análisis. No obstante, no es imprescindible que el individuo evalúe todos los perfiles, puede elegirse aleatoriamente una muestra entre todas las posibles combinaciones o hacer un diseño ortogonal. Este último proceso asegura que todos los atributos y niveles figuran con idéntica intensidad en los perfiles presentados.

Selección del modelo de preferencias

La estructura de la función de utilidad multiatributo se ha tratado profusamente en la literatura de la investigación operativa. Una referencia básica al respecto es Keeney y Rafia (1976). Si existen m atributos, cada uno de ellos con k niveles distintos, el modelo más simple responde a una estructura aditiva en la cual la función de utilidad vendría dada por:

$$U(X) = \sum \sum \beta_{ij} x_{ij} \quad i = 1, \dots, m; \quad j = 1, \dots, k \quad [1]$$

donde $U(X)$ representa la utilidad general de una alternativa, x_{ij} representa los atributos que la definen y β_{ij} mide la utilidad parcial de cada uno de ellos. En presencia de interacciones, cabe formular un modelo multiplicativo o uno aditivo que incluya interrelaciones entre diferentes atributos. La importancia de un atributo I_i se define en términos del rango de valores par-

ciales β_{ij} en todos los niveles de ese atributo y posteriormente se normaliza a fin de calibrar la importancia relativa de cada atributo en relación a los demás.

Elección del método de recogida de datos y escala de medición

Por cuanto se refiere a la recogida de datos, existen básicamente dos alternativas. La primera consiste en presentar los atributos por parejas, mostrando en cada caso una matriz bidimensional con dos atributos que se presentan en distintos niveles para que la persona entrevistada exprese sus preferencias. La otra alternativa, llamada de perfiles completos, consiste en mostrar todos los atributos simultáneamente. Esta segunda opción se aproxima más a la situación real del proceso de decisión pero tiene el inconveniente de la gran cantidad de combinaciones posibles que deben evaluarse. Para simplificar la tarea de la persona entrevistada, en este segundo caso suele presentarse una submuestra del conjunto de combinaciones elegida aleatoriamente o construida expresamente siguiendo un diseño ortogonal. En cuanto a la escala de medición de las preferencias, puede ser cualitativa susceptible de transformarse en numérica, o bien directamente numérica.

Elección del método de estimación de la función de utilidad subyacente

Tal como se ha mencionado, el análisis conjunto considera que la utilidad que le reporta a determinado individuo el consumo de un bien depende del nivel que alcanzan las características que lo definen.

Sea $X_j = (x_{j1}, \dots, x_{jk})$ el perfil j -ésimo propuesto y denotemos por U_{ij} las preferencias que el individuo i -ésimo tiene por este perfil. Asumiendo que la escala de medición de las preferencias varía desde 1 (para la opción menos preferida) a M (la más preferida) y representando por Y_{ij} la puntuación otorgada por el individuo i al perfil X_j , se tiene que:

$$Y_{ij} = y \quad \text{si} \quad c_{y-1} < U_{ij} \leq c_y \quad (1 \leq y \leq M) \quad [2]$$

donde $c_0 < c_1 < \dots < c_M$ ($c_0 = -\infty$, $c_M = \infty$) son los valores de los umbrales de la función índice.

Si la muestra de individuos se ha elegido aleatoriamente, Y_{ij} y U_{ij} pueden tratarse como variables aleatorias. Esto significa que la función de utilidad tendrá un

componente aleatorio. Bajo el supuesto de que esta función de utilidad sea lineal en los atributos se tiene que:

$$U_{ij} = X_j \beta + \varepsilon_{ij} \quad [3]$$

donde β es un vector de parámetros desconocido y ε_{ij} es la perturbación aleatoria. Sea $g(\varepsilon)$ la función de densidad del término de error y $G(\varepsilon)$ su función de distribución. Entonces se cumplirá que:

$$\begin{aligned} P(Y_{ij} = y) &= P(c_{y-1} < U_{ij} \leq c_y) \\ &= P(c_{y-1} - X_j \beta < \varepsilon_{ij} \leq c_y - X_j \beta) \\ &= G(c_y - X_j \beta) - G(c_{y-1} - X_j \beta) \end{aligned} \quad [4]$$

Según la distribución de probabilidad que se suponga para ε_{ij} se obtiene un modelo empírico u otro. Si se asume que ε_{ij} se distribuye normalmente, se obtiene el modelo probit ordenado. En caso de que se suponga que ε_{ij} sigue una distribución logística, el modelo empírico será un logit ordenado. La estimación de ambos modelos por máxima verosimilitud proporciona los valores del vector de parámetros β y el de los umbrales de la función índice. Para que todas las probabilidades sean positivas ha de ocurrir que

$$0 < c_0 < c_2 < \dots < c_{M-1} \quad [5]$$

Según Greene (1998) los coeficientes de este modelo, tomados aisladamente, son de difícil interpretación porque los efectos marginales que los cambios en los regresores provocan en la probabilidad no coinciden con los coeficientes. No sucede así con los cocientes entre coeficientes puesto que estas ratios expresan los *trade-off* entre atributos. Por esta razón, si uno de los atributos en el vector X_j es el precio, el cambio de un nivel a otro en cualquiera del resto de atributos que definen el bien puede ser evaluado en términos de variación compensatoria (Roe *et al.*, 1996).

Siguiendo el desarrollo de Laitila (2001), si se asume una función de preferencias lineal en la que el precio del bien figura como atributo k -ésimo, la función de utilidad puede expresarse del siguiente modo:

$$U_{ij} = \alpha_i + \sum_{s=1}^{k-1} X_{js} \beta_s + \gamma c_j + \varepsilon_{ij} \quad [6]$$

donde c_j es el precio en el perfil j -ésimo y γ es su coeficiente correspondiente. Este coeficiente proporciona el valor de la utilidad marginal de la renta. En consecuencia, la disposición al pago (DAP) por un aumento unitario en los niveles de otros atributos distintos al precio puede obtenerse a partir de la siguiente expresión:

$$DAP_s = -\beta_s / \gamma \quad [7]$$

en la cual β_s es el coeficiente del atributo que se esté considerando. Asimismo, el valor económico de uno de los perfiles puede obtenerse a partir de la suma ponderada de las disposiciones al pago correspondientes a cada atributo distinto al precio:

$$DAP_{\text{perfil } X_j} = -X_j \beta / \gamma \quad [8]$$

Trabajo empírico realizado

El trabajo realizado ha consistido en dos ejercicios de valoración. Por una parte, se han analizado las preferencias de los individuos en cuanto a grado de biodiversidad y extensión de un hipotético espacio natural. Por otra parte, se ha estimado la disposición al pago por reducir el riesgo de incendio en el Paraje Natural del Desert de les Palmes, una zona de bosque mediterráneo.

Los datos proceden de 2.270 encuestas por correo enviadas a personas residentes en los municipios cercanos al Paraje Natural del Desert de les Palmes (Castellón) de las que se obtuvieron 196 respuestas válidas. El cuestionario se estructuró en diversos bloques que recogían información sobre las visitas realizadas al Paraje, opinión personal sobre posibles actuaciones que podrían mejorar el lugar, disposición al pago por reducir el riesgo de incendios en el Paraje y un apartado sobre las preferencias referidas a ciertas características de un hipotético espacio natural. Finalmente, se recogían las características socioeconómicas de la persona encuestada. La tasa de respuesta fue baja pero la muestra obtenida se revela bastante heterogénea según lo atestiguan los siguientes datos:

- Por sexo, el 70% son hombres y el 30%, mujeres.
- El 35% manifiesta haber colaborado en alguna ocasión al mantenimiento de espacios naturales realizando tareas de repoblación forestal o mediante aportaciones económicas a una organización ecologista.
- Respecto del estado civil, 53% están casados, 16% solteros, el 4% manifiesta otro estado y el 26% no ha contestado la pregunta.
- En cuanto a la edad, la mayoría está entre los 30 y 50 años (54%), el 32% tiene más de 50 años y el 14% menos de 30.
- El tamaño de la unidad familiar también varía. Predominan las unidades de cuatro personas y de tres (37% y 31% respectivamente). Las unidades que superan los cuatro miembros representan el 10,3%, las parejas el 16,3% y las personas que viven solas suponen el 5,4%.

f) La situación laboral es la variable que muestra mayor homogeneidad ya que la mayoría declaran estar ocupados, el porcentaje de personas en paro es inferior al 2% y los que declaran encontrarse inactivos representan el 7% aproximadamente.

g) En cuanto al nivel de estudios, puede considerarse que el nivel medio de la muestra es superior al que se deduce de las estadísticas generales de población: el 44% declara tener estudios superiores y sólo un 8% ha marcado la opción de estudios primarios o sin estudios¹.

h) En el apartado de ingresos mensuales netos de la unidad familiar se presentaba una escala con diez tramos que iban aumentando en 300 euros, comenzando en el intervalo (300-600) y acabando en (más de 3.000 euros). La media de ingresos declarados se aproxima a 2.000 euros mensuales aunque la opción mayoritariamente seleccionada fue 1.100 euros.

i) Finalmente, al seleccionar la muestra se procuró que fuera representativa de la población de referencia y se conservó una proporción entre las encuestas enviadas a cada municipio y sus habitantes. Las respuestas recibidas, evidentemente, también varían según los municipios. De mayor a menor están Castellón (74%), Benicàssim (13%), Borriol (4%), Cabanes (3%), La Pobla Tornesa (0,5%) y Oropesa (0,5%). El 5% no ha precisado su lugar de residencia.

Análisis de las preferencias sobre tamaño y grado de biodiversidad de un espacio natural

Tras discutir en grupos de enfoque cuáles podían ser las características más relevantes de un bosque mediterráneo, se optó por considerar las siguientes: el grado de biodiversidad, la superficie del espacio ocupado y los costes anuales que conlleva su conservación y mantenimiento.

Se eligió el grado de biodiversidad por considerar que el rasgo distintivo de los bosques mediterráneos, en contraposición a los bosques nórdicos, es la diversidad de especies vegetales y animales que albergan. Ese tipo de bosques suelen tener poca vegetación pero mucha flora; en cambio, los bosques del norte de

Europa tienen más vegetación pero poca flora. A fin de simplificar el análisis, el número de niveles establecido en cada atributo fue reducido. En concreto se fijaron dos niveles para el grado de biodiversidad (alto y bajo), dos niveles también para la superficie (grande y pequeña) y tres niveles para el coste anual de mantenimiento (0 euros, 1,2 euros y 2,4 euros anuales²).

La inclusión del coste de mantenimiento como tercer atributo hace posible valorar en términos monetarios los cambios en los niveles de otros atributos. Las cantidades propuestas como posibles pagos anuales se basan en los datos recopilados por Del Saz (1999) referidos al gasto realizado por la Conselleria de Medio Ambiente en las áreas naturales protegidas de la Comunidad Valenciana.

Esta estructura de atributos y niveles conlleva doce combinaciones posibles ($2 \times 2 \times 3$) de las que, mediante un diseño ortogonal, se seleccionaron ocho. Algunas de estas combinaciones eran claramente superiores a otras por cuanto mayor grado de biodiversidad o mayor superficie estaban asociados a un coste menor que otras alternativas de mayor coste con niveles inferiores en estos atributos. Por ello, aunque el diseño ortogonal tiene propiedades estadísticas deseables porque elimina la correlación entre atributos, el conjunto elección que finalmente se presentó contenía solamente cuatro alternativas pero sin perfiles dominantes. En relación a esta cuestión, Allenby y Arora (1995) demuestran que la exclusión de opciones dominantes aumenta la precisión de los estimadores obtenidos y mejora los indicadores de validez del modelo. Por otra parte, DeShazo y Fermo (2002) concluyen que la inclusión de muchos atributos conlleva un aumento de la varianza del término de error en la función de utilidad que se estima.

La presentación de las distintas opciones en el cuestionario quedó estructurada como sigue:

Imagine ahora que es posible diseñar un espacio natural en función de la superficie que ocupa y de la variedad de plantas y animales que viven en él.

Teniendo en cuenta que los gastos de mantenimiento y conservación irán subiendo conforme aumenten la superficie y la variedad de especies, le presentamos cuatro «diseños» distintos en los que se han combinado de

¹ Nos encontramos aquí ante un tipo de sesgo no mencionado hasta la fecha que podríamos denominar el sesgo del nivel de estudios y que sólo se produce en las encuestas por correo. Aunque se procura que el cuestionario sea sencillo y fácil de responder, se constata que éste ha sido contestado mayoritariamente por personas con estudios medios o superiores, lo cual parece indicar que la dificultad de completarlo es mayor para quienes carecen de estudios o han cursado solamente estudios primarios.

² Las cantidades originales estaban en pesetas porque la encuesta se realizó antes de la entrada en vigor del euro.

manera diferente estas características. La cantidad que aparece se supone que es la aportación anual que deberíamos efectuar por tener a nuestra disposición ese tipo de espacio. Por favor, **puntúe de 0 a 10** cada uno de los espacios que figuran a continuación:

Espacio 1	Espacio 2	Espacio 3	Espacio 4
Superficie pequeña	Superficie pequeña	Superficie grande	Superficie grande
Poca variedad	Mucha variedad	Poca variedad	Mucha variedad
0 euros	1,2 euros	1,2 euros	2,4 euros
Puntos: ____	Puntos: ____	Puntos: ____	Puntos: ____

Como puede observarse, para medir la escala de las preferencias se utilizó una escala métrica³. A las personas encuestadas se les pedía que valoraran de 0 a 10 puntos cada una de las cuatro combinaciones, bien entendido que una mayor puntuación significaba que la alternativa era más preferida. Conscientes de que la amplitud y límites de la escala propuesta pueden condicionar los resultados, tal como demuestra Schwarz (1995), se eligió este intervalo por analogía con el sistema español de calificaciones escolares con el cual se supone que los entrevistados están familiarizados.

El modelo se estimó utilizando el módulo *Categories* del paquete estadístico SPSS. La salida del programa proporciona una estimación del proceso de formación de preferencias de cada uno de los individuos que componen la muestra y ofrece datos de la utilidad individual asociada a cada atributo de los utilizados para definir el bien. Esta misma información está disponible para el conjunto de la muestra y es la que se presenta en la Tabla 1. La bondad del ajuste se encuentra dentro de lo aceptable a tenor de los valores de la Tau de Kendall y del coeficiente de correlación de Pearson. Ambos indicadores miden la correlación existente entre las clasificaciones manifestadas por los individuos y las predichas por el modelo; su rango de variación se sitúa por tanto en el intervalo (0,1).

Los resultados indican que el atributo de mayor importancia es el precio (el pago anual que debería efectuarse para contribuir a las tareas de mantenimiento del espacio natural) mientras que el grado de biodiversidad y la extensión se sitúan en el mismo orden de

Tabla 1. Resultados del análisis conjunto para toda la muestra

Atributo	Utilidad	Importancia
Biodiversidad		30%
— Alta	2,5e + 15	
— Baja	-4,9e + 15	
Superficie		30%
— Grande	2,5e + 15	
— Pequeña	-4,9e + 15	
Precio		40%
— 0 euros	2,5e + 15	
— 1,2 euros	-4,9e + 15	
— 2,8 euros	-7,4e + 15	
ρ de Pearson = 0,665	Nivel de significación = 0,1673	
Tau de Kendall = 0,408	Nivel de significación = 0,2193	

importancia (30%). En cuanto a los niveles de utilidad, los signos corroboran las expectativas que se tenían *a priori*. Para el atributo «biodiversidad» el nivel «alta» lleva signo positivo mientras que el nivel «baja» tiene signo negativo. El atributo «superficie» presenta signo positivo en el nivel «grande» y signo negativo en «pequeña». En el caso del precio, el nivel de mayor utilidad corresponde a cero euros anuales.

Para estimar la DAP por aumentar el grado de biodiversidad o la extensión de un espacio natural se han utilizado tres modelos empíricos diferentes: un modelo probit ordenado, un logit ordenado y un tobit doblemente censurado. La Tabla 2 muestra los resultados del

Tabla 2. Resultados de la estimación (probit ordenado)

Variable	Coefficiente	Estadístico z	P(Z > z)
Biodiversidad	0,025794	0,316	0,7520
Superficie	0,139457*	1,682	0,0926
Precio	0,005213***	11,463	0,0000

Umbrales de los parámetros para la función índice

μ (1) = 0,1269	μ (6) = 1,8336
μ (2) = 0,2865	μ (7) = 2,1612
μ (3) = 0,5264	μ (8) = 2,4870
μ (4) = 0,9790	μ (9) = 2,6343
μ (5) = 1,5862	

*** Significativo al 99%. * Significativo al 90%.

³ El ejercicio de análisis conjunto realizado es, por tanto, una puntuación o *rating*, no una ordenación o *ranking*. Como ha indicado un evaluador anónimo, aunque *a priori* es posible recodificar los datos de una puntuación a una ordenación, las preferencias obtenidas con ambos formatos difieren, como se deduce de los trabajos de McKenzie (1993) y Boyle *et al.* (2001).

primer modelo estimado. Junto a los coeficientes correspondientes a los tres atributos considerados, figuran también los umbrales de la función índice a los que se ha aludido anteriormente. Aunque la variable «biodiversidad» no se muestra estadísticamente significativa, se ha aplicado la fórmula de la ecuación [7] para calcular la DAP por aumentar la extensión de un espacio natural y también su grado de biodiversidad (0,16 y 0,03 euros anuales respectivamente). Si se quisiera obtener la valoración conjunta de un cambio simultáneo en ambos atributos, bastaría sumar las cantidades obtenidas anteriormente (0,19 euros en este caso).

La Tabla 3 ofrece los resultados del modelo logit de coeficientes aleatorios. Según Layton (1995) esta formulación empírica es más adecuada porque no necesita asumir la hipótesis de independencia de alternativas irrelevantes. Tampoco en esta especificación se muestra significativa la variable «biodiversidad». De no ser así, la cantidad que se estaría dispuesto a pagar por incrementar el grado de biodiversidad ascendería a 0,01 euros/año y a 0,12 euros/año por aumentar la superficie. La varianza de la disposición al pago se ha calculado por el procedimiento de Wald (Greene, 1998). Los intervalos obtenidos se muestran en la Tabla 4.

La Tabla 5 presenta los resultados obtenidos en la estimación de un tobit doblemente censurado. Aunque la mayoría de los estudios donde se valoran alternativas mediante ordenación de las mismas o puntuándolas según una escala prefijada, aplican modelos logit multinomial y modelos probit ordenados por considerarlos más apropiados, algunos autores como Roe *et al.* (1996), Sánchez y Pérez (1997) y Álvarez-Farizo (2000) han utilizado un tobit doblemente censurado en sus trabajos. En este trabajo se ha estimado a

Tabla 3. Resultados de la estimación (logit ordenado de coeficientes aleatorios)

Variable	Coficiente	Estadístico z	P(Z > z)
Biodiversidad	0,0143015	0,086	0,9318
Superficie	0,2236466*	1,484	0,1378
Precio	0,0111073***	12,245	0,0000

Umbrales de los parámetros para la función índice

μ (1) = 0,2586	μ (6) = 3,6654
μ (2) = 0,5839	μ (7) = 2,1612
μ (3) = 1,0741	μ (8) = 4,9762
μ (4) = 1,9792	μ (9) = 5,2704
μ (5) = 3,1734	

*** Significativo al 99%. * Significativo al 90%.

Tabla 4. Varianza de la disposición al pago

Variable	Probit ordenado	Logit de coeficientes aleatorios
Biodiversidad	(-10,9; 20,8)	(5,85; 34,42)
Superficie	(9,66; 43,84)	(-13,82; 16,39)
Superficie + biodiversidad	(12,84; 50,56)	(4,01; 38,83)

efectos de comparación pero solo la variable «precio» se muestra estadísticamente significativa. Por otra parte, la disposición al pago obtenida con esta formulación es notablemente superior a la estimada con las especificaciones anteriores: 0,17 euros anuales por incrementar la superficie de un espacio natural y 0,23 euros por aumentar su grado de biodiversidad, lo que supone 0,4 euros anuales por tener simultáneamente ambas mejoras.

Valoración de la reducción del riesgo de incendio en el Desert de les Palmes

El Paraje Natural del Desert de les Palmes forma parte de los espacios naturales protegidos de la Comunidad Valenciana. Su vegetación es la propia de un bosque mediterráneo aunque las poblaciones originales de carrascas, alcornoques y otros arbustos típicos del lugar han sido parcialmente reemplazadas por pinares y matorral como consecuencia de los numerosos incendios que ha sufrido este enclave natural.

El fuego es quizá la principal amenaza que afecta a los bosques mediterráneos. Riera y Mogas (2004) calculan que en Cataluña, desde 1983 a 1998 se quemaron por término medio 10.000 hectáreas de bosque cada año. Por lo que respecta a la Comunidad Valenciana, durante la pasada década se produjeron más de 600 incendios anuales que provocaron daños en más de

Tabla 5. Resultados de la estimación (tobit doblemente censurado)

Variable	Coficiente	Estadístico z	P(Z > z)
Biodiversidad	0,626127	1,143	0,2530
Superficie	0,446328	0,813	0,4162
Precio	0,016106***	4,170	0,0000
Parámetro de escala	12,599	3,844792	0,0000

*** Significativo al 99%.

Table 6. Número de incendios y hectáreas quemadas en la Comunidad Valenciana durante la última década

Años	Número de incendios	Hectáreas quemadas
1991	866	44.426
1992	769	26.188
1993	715	25.968
1994	751	138.405
1995	467	2.220
1996	383	765
1997	348	898
1998	546	1.967
1999	579	6.356
Total	5.424	247.193
Media	603	27.466

Fuente: Elaboración propia basada en los Anuarios del IVE, varios años.

247.000 hectáreas tal como lo atestiguan los datos que figuran en la Tabla 6.

Las pérdidas ocasionadas por los incendios abarcan distintos aspectos, desde la disminución del rendimiento económico derivado de la explotación maderera del bosque hasta la merma en las funciones ambientales y recreativas que estos espacios desempeñan. Englin *et al.* (1996), por ejemplo, demuestran que los visitantes de Nopiming Park (Manitoba) prefieren elegir rutas de visita que eviten las zonas quemadas⁴.

Para estimar la disposición al pago de los ciudadanos por reducir los incendios en el Desert de les Palmes se ha empleado el experimento de elección, considerando dos atributos (la reducción del riesgo de incendio y el pago anual que debería efectuarse por su materialización) con cuatro niveles cada uno. De las dieciséis combinaciones posibles se seleccionaron cuatro perfiles para ser evaluados sin opciones dominantes. Los encuestados debían indicar su perfil preferido. La pregunta que recogía las diferentes alternativas quedó redactada de la siguiente manera:

Como usted sabe, el Desert de les Palmes ha sido víctima del fuego en varias ocasiones y todavía hoy, existe peligro de incendio. La Conselleria de Medio Ambiente destina alrededor de 270.000 euros anuales a la protección de este Paraje (esto supone unos 60

céntimos de euro por cada habitante de la provincia). Suponiendo que el riesgo de incendio pudiera reducirse contratando más personal de vigilancia que deberíamos pagar con una aportación anual, ¿qué preferiría usted?

Marque con una cruz la opción preferida⁵.

— *Pagar 0,6 euros anuales como ahora. El riesgo de incendio sigue igual.*

— *Pagar 1,2 euros al año. El riesgo de incendio disminuye un 25%.*

— *Pagar 3 euros al año. El riesgo de incendio disminuye un 50%.*

— *Pagar 6 euros al año. El riesgo de incendio prácticamente desaparece.*

El modelo se estimó por máxima verosimilitud y los resultados se muestran en la Tabla 7. Aplicando de nuevo la fórmula de la ecuación [7] se ha calculado el valor marginal de reducir el riesgo de incendio en un punto porcentual: 0,04 euros. El intervalo en el cual se sitúa la DAP por esta mejora ambiental, tomando como base la varianza calculada según el procedimiento de Wald, es (0,04; 0,46) para un nivel de confianza del 95%. Si se consideran porcentajes de reducción de mayor envergadura, las cantidades aumentan proporcionalmente. Así, el valor de una disminución del riesgo en un 25% o un 50% supone 1,05 y 2,1 euros por habitante y año respectivamente. Estas cifras son superiores a las destinadas actualmente por la Administración autonómica a la prevención de incendios en el Paraje Natural del Desert de les Palmes.

Para calcular los beneficios sociales asociados a una disminución de los incendios en este lugar, se han agregado las DAP estimadas tomando como población de

Tabla 7. Resultados de la estimación (logit multinomial)

Variable	Coficiente	Estadístico z	P(Z > z)
Reducción	-0,0844425***	-2,792	0,0052
Pago	0,0119338***	3,739	0,0002

Ln L = -152,84
Pseudo-R² = 0,45
n = 784

*** Significativo al 99%.

⁴ Estos autores estiman en 15'46\$ por viaje la pérdida de potencial recreativo debida a los incendios que sufrió el parque en 1983. Teniendo en cuenta que el deterioro paisajístico dura unos diez años (hasta que se regenera la masa boscosa dañada), el valor actual neto de los daños causados por el fuego asciende a 577\$ por viaje para una tasa de descuento del 4%.

⁵ Los pagos propuestos se expresaron en pesetas porque la encuesta se efectuó con anterioridad a la implantación del euro. En cuanto a la reducción del riesgo de incendio, hemos considerado que la primera opción suponía un porcentaje de reducción del 0% y la cuarta, un 100%.

Tabla 8. Valor agregado de la reducción del riesgo de incendio en el Paraje Natural del Desert de les Palmes (en miles de euros)

Porcentaje de reducción	Valor para la población total	Valor para la población > 18 años
25%	485	414
50%	971	828
100%	1.942	1.656

referencia los habitantes de la provincia de Castellón⁶. Dependiendo del porcentaje de reducción considerado y del colectivo de ciudadanos que se tenga en cuenta, las cifras oscilan entre 408.700 y 1.941.270 euros anuales, como se muestra en la Tabla 8.

Discusión

Los resultados obtenidos en relación a los atributos considerados indican que las personas encuestadas valoran en igual medida la extensión de un espacio natural que la variedad de plantas y animales que pueden encontrarse en el mismo ya que «biodiversidad» y «superficie» muestran idéntica importancia relativa (30%). El atributo de mayor importancia (40%) es el pago anual que debería efectuarse para contribuir al mantenimiento y conservación del espacio protegido.

La metodología empleada ha permitido también expresar, en términos monetarios, el valor de una mejora en el grado de biodiversidad así como el correspondiente a un aumento de la extensión del espacio considerado. Dependiendo del modelo empírico estimado, el individuo medio está dispuesto a pagar desde 0,01 a 0,23 euros anuales por pasar de un nivel bajo de biodiversidad a otro más alto y estaría dispuesto a pagar de 0,12 a 0,17 euros por aumentar la superficie del espacio natural protegido. Si se contempla la posibilidad de que ambas mejoras se presenten simultáneamente, el intervalo de la disposición al pago va de 0,13 a 0,4 euros anuales por persona.

En cuanto a la reducción del riesgo de incendios, la DAP estimada por disminuir en un punto porcentual este riesgo en el Paraje Natural del Desert de les Palmes es 0,04 euros anuales. Esta cifra se convierte en 1,06 ó 2,12 euros anuales para porcentajes de reducción del 25% y 50% respectivamente.

Las cantidades mencionadas pueden parecer más bien modestas pero no lo son tanto si se comparan con las obtenidas en estudios similares. Rolfe *et al.* (2000), por ejemplo, asignan 0,0053\$ de valor marginal (una peseta aproximadamente) al aumento de una hectárea de bosque tropical; Garrod y Willis (1997) estiman en 0,113 libras anuales (poco más de 0,18 euros) la disposición al pago por incrementar en un 1% la extensión de territorio que prima la conservación de la biodiversidad frente a la producción maderera. Riera y Macián (1999) evaluaron los costes ambientales de la ampliación del aeropuerto de Barcelona; la DAP que estimaron por reducir en un punto porcentual la ocupación de los humedales del delta del Llobregat asciende a 0,17 euros por habitante, en un pago único. Mourato *et al.* (2000) concluían que los habitantes de Reino Unido estarían dispuestos a pagar 0,52 peniques más (0,01 euros) por cada barra de pan cuya harina procediera de trigo cultivado sin pesticidas.

Conclusiones

En este trabajo se ha aplicado la metodología del análisis conjunto, que analiza las preferencias de los consumidores, al caso particular de valoración de atributos de espacios naturales. En segundo lugar se ha empleado el experimento de elección para estimar la disposición a pagar por reducir el riesgo de incendio en el Paraje Natural del Desert de les Palmes, una zona de bosque mediterráneo.

Las personas encuestadas conceden la misma importancia al la extensión de un espacio natural que al grado de biodiversidad que presenta. Por encima de estos atributos destaca el coste anual que supondría contribuir al mantenimiento de un espacio protegido.

En los modelos empíricos estimados para expresar en unidades monetarios los cambios de nivel en los atributos, solo se muestra significativa la variable «superficie». El individuo medio estaría dispuesto a pagar entre 0,12 y 0,17 euros por aumentar la extensión de un espacio natural protegido.

En cuanto a la reducción del riesgo de incendios, la DAP estimada por disminuir en un punto porcentual este riesgo en el Paraje Natural del Desert 0,04 euros anuales. Esta cifra se convierte en 1,06 ó 2,12 euros anuales para porcentajes de reducción del 25% y 50%

⁶ Aunque las características socioeconómicas de la muestra no son extrapolables a toda la provincia, se ha tomado este colectivo como población de referencia por considerar que son estos individuos los más afectados por la gestión del Paraje.

respectivamente. Estas cifras suponen, en términos relativos, un incremento considerable respecto del pago anual que actualmente efectúan las personas encuestadas vía impuestos y superan la dotación presupuestaria que actualmente destina la Administración autonómica a prevención y vigilancia en el espacio estudiado. Por otra parte, los valores mencionados se encuentran dentro de lo razonable si se comparan con las valoraciones de otros activos ambientales realizadas por diversos autores.

Aunque los resultados obtenidos deben interpretarse con cierta cautela debido al reducido tamaño de la muestra y a la variabilidad de la DAP según el modelo empírico formulado, los datos presentados pueden constituir una información útil para los gestores públicos encargados de llevar a cabo las políticas de protección y conservación de los espacios naturales, en particular las concernientes a la prevención del riesgo de incendios en la Comunidad Valenciana. El hecho de que las funciones y servicios que los espacios naturales proporcionan a la sociedad no tengan precio de mercado ha llevado en ocasiones a excluir su valor de los análisis coste-beneficio de las políticas públicas con el consiguiente riesgo de que la provisión de este tipo de bienes fuera inferior al óptimo social.

Agradecimientos

Los autores agradecen la ayuda concedida por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE) para la realización de este trabajo y las aportaciones formuladas por los participantes en el IV Congreso Nacional de Economía Agraria y en el V Encuentro de Economía Aplicada. Asimismo desean agradecer a los revisores anónimos las sugerencias recibidas para mejorar las versiones previas del mismo.

Referencias bibliográficas

- ADAMOWICZ W., LOUVIERE J., WILLIAMS M., 1994. Combining revealed and stated preference methods for valuing environmental amenities. *Journal of Environmental Economics and Management* 26(3), 271-292.
- ALLENBY G.M., ARORA N., 1995. Incorporating prior knowledge into the analysis of conjoint studies. *Journal of Marketing Research* 32(2), 152-162.
- ÁLVAREZ-FARIZO B., 2000. Uso de contingent rating en la valoración del impacto visual. Comunicación presentada al VII Encuentro de Economía Pública, Zaragoza.
- BAIDU-FORSON J., NTARE B.R., WALIYAR F., 1997. Utilizing conjoint analysis to design modern crop varieties: empirical example for groundnut in Niger. *Agricultural Economics* 16(3), 219-226.
- BALA M.V., WOOD L.L., CATES S.C., GAMBIN S.P., 1998. Predicting participation intentions for optional energy services. *Resource and Energy Economics* 20(3), 287-301.
- BOYLE K.J., HOLMES T.P., TEISL M.F., ROE, B., 2001. A comparison of conjoint analysis response formats. *American Journal of Agricultural Economics* 75, 593-603.
- BULLOCK C.H., ELSTON D.A., CHALMERS N.A., 1998. An application of economic choice experiments to a traditional land use-deer hunting and landscape change in the Scottish Highlands. *Journal of Environmental Management* 52(4), 335-351.
- CAMPOS P., OVIEDO J.L., CAPARRÓS A., 2005. Un sistema de cuentas para la valoración de los efectos comerciales y ambientales del gasto público en la mitigación del fuego en el bosque mediterráneo. *Invest Agrar: Sist Recur For* 14(1), 110-121.
- CARLSSON F., FRYKBLUM P., LILJENSTOLPE C., 2003. Valuing wetland attributes: an application of choice experiments. *Ecological Economics* 47(1), 95-103.
- CARLSSON F., MARTINSSON P., 2001. Do hypothetical and actual marginal willingness to pay differ in choice experiments? *Journal of Environmental Economics & Management* 41(2), 179-192.
- DEL SAZ S., 1999. El gasto público en la protección de espacios naturales en la Comunidad Valenciana. Mimeo.
- DESHAZO J.R., FERMO G., 2002. Designing choice sets for stated preference methods: the effects of complexity on choice consistency. *Journal of Environmental Economics and Management* 44, 123-143.
- ENGLIN J., BOXALL P.C., CHAKRABORTY K., WATSON D.O., 1996. Valuing the impacts of forest fires on backcountry forest recreation. *Forest Science* 42(4), 450-455.
- FARBER S., GRINER B., 2000. Using conjoint analysis to value ecosystem change. *Environmental Science & Technology* 34(8), 1407-1412.
- GARROD G.D., WILLIS K.G., 1997. The non-use benefits of enhancing forest biodiversity: a contingent ranking study. *Ecological Economics* 21(1), 45-61.
- GREEN P.E., SRINIVASAN V., 1978. Conjoint analysis in consumer research: issues and outlook. *Journal of Consumer Research* 5, 103-212.
- GREEN P.E., SRINIVASAN V., 1990. Conjoint analysis in marketing: new developments with implications for research and practice. *Journal of Marketing* 54, 3-19.
- GREENE W.H., 1998. Análisis econométrico. Ed. Prentice Hall, 3ª ed.
- HANLEY N., WRIGHT R., ADAMOWICZ V., 1998. Using choice experiments to value the environment. *Environmental and Resource Economics* 11(3-4), 413-428.
- LAITILA T., 2001. Stated preference methods. Working Paper VT2001, Department of Statistics, Umea University, Suecia.

- LAYTON D.F., 1995. Specifying and testing econometric models for stated preferences surveys. Ph. D. Dissertation, Department of Economics, University of Washington, Seattle, June.
- LOUVIERE J., MEYER R.J., STETZER F., BEAVERS L.L., 1974. Application of fractional factorial experiments to bus mode choice decision making. Technical Report, Institute of Urban and Regional Research, University of Iowa, Iowa City.
- McKENZIE J., 1993. A comparison of contingent preference models. *American Journal of Agricultural Economics* 75(3), 593-603.
- MOGAS J., RIERA P., BENNETT J., 2005. Accounting for afforestation externalities: a comparison of contingent valuation and choice modelling. *European Environment* 15(1), 44-58.
- MOURATO S., OZDEMIROGLU E., FOSTER V., 2000. Evaluating health and environmental impacts of pesticide use: implications for the design of ecolabels and pesticide taxes. *Environmental Science & Technology* 34(8), 1456-1461.
- NORMAN K.L., LOUVIERE J., 1974. Integration of attributes in public bus transportation: two modeling approaches. *Journal of Applied Psychology* 58, 753-758.
- RIERA P., MACIÁN M., 1999. Análisis coste-beneficio de la ampliación del aeropuerto de Barcelona con externalidades ambientales. Documento de trabajo EEE 47, Fedea.
- RIERA P., MOGAS J., 2004. Evaluation of a risk reduction in forest fires in a Mediterranean Region. *Forest Policy and Economics* 6, 521-528.
- ROE B., BOYLE K.J., TEISL M.F., 1996. Using conjoint analysis to derive estimates of compensating variation. *Journal of Environmental Economics and Management* 31(2), 145-159.
- ROLFE J., BENNETT J., LOUVIERE J., 2000. Choice modelling and its potential application to tropical rainforest preservation. *Ecological Economics* 35(2), 289-302.
- SÁNCHEZ M., PÉREZ L., 1997. Análisis conjunto y gestión de espacios protegidos: una aplicación al Parque Natural de Gorbea. Documento de Trabajo DT 23/97, Universidad Pública de Navarra.
- SCHWARZ N., 1995. What respondents learn from questionnaires: the survey interview and the logic of conversation. *International Statistical Review* 63(2), 153-177.
- VICK S., SCOTT A., 1998. Agency in health care. Examining patients' preferences for attributes of the doctor-patient relationship. *Journal of Health Economics* 17(5), 587-605.