

EL METODO DICOTOMICO DE VALORACION CONTINGENTE: UNA APLICACION A LOS ESPACIOS NATURALES EN GRAN CANARIA

Carmelo Javier LEON*

Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

El objetivo de este trabajo es la estimación de los beneficios de la preservación del paisaje de un conjunto de espacios naturales ubicados en el centro-occidente de Gran Canaria. La metodología utilizada es el método dicotómico de valoración contingente. Se realizó una encuesta telefónica a una muestra aleatoria de 573 individuos de la población residente en Gran Canaria. A partir de los datos obtenidos se lleva a cabo un ejercicio de comparación entre diversos modelos empíricos y conceptos de bienestar que han sido propuestos en la literatura. Con esta base de datos obtenemos que las medidas de bienestar truncadas con normalización son más eficientes y reducen la disparidad empírica que aparece entre las estimaciones obtenidas con los métodos dicotómicos simple y doble. Utilizando el mejor modelo empírico, la estimación de bienestar es de 3.235 pesetas anuales por individuo adulto, lo que supone un valor agregado de 1.644 millones de pesetas anuales.

1. Introducción

La medición de los beneficios de los bienes medioambientales es relevante en el análisis coste-beneficio para decidir sobre políticas que afecten a la conservación o al deterioro de estos bienes. Existen diversos enfoques metodológicos que se pueden utilizar para medir los beneficios sociales de los bienes naturales o del medio ambiente. Los más populares son el coste del desplazamiento, los precios hedónicos y la valoración contingente. Los dos primeros son aproximaciones indirectas o de mercado en el sentido que utilizan datos del comportamiento observado de los individuos en el consumo de algún bien de mercado relacionado con el bien público que se quiere valorar. Estos métodos indirectos tienen escasa flexibilidad debido a que sólo permiten computar los beneficios de atributos medioambientales

* Agradezco los comentarios de Ginés de Rus a una versión preliminar, la discusión sobre diversos aspectos con Matías González, F. Vázquez Polo y Pere Riera, así como las valiosas sugerencias de dos evaluadores anónimos y del director de esta revista. Esta investigación ha sido financiada conjuntamente por el Excmo. Cabildo Insular de Gran Canaria y por la Fundación Universitaria de Las Palmas.

relacionados con los mercados considerados. El supuesto necesario es la complementariedad débil, por la cual la utilidad del individuo es independiente de la calidad del bien medioambiental cuando la demanda del bien privado es cero. Una revisión excelente de estos métodos se puede encontrar en Braden y Kolstad (1991). El método del coste del desplazamiento se utiliza para medir los beneficios de zonas recreativas y de sus atributos. La hipótesis es que los individuos situados a mayor distancia de la zona recreativa realizarán una menor demanda de viajes, pues incurren en un mayor coste de desplazamiento. El efecto de bienestar de un cambio de la calidad de los atributos medioambientales puede estudiarse observando su impacto en la demanda de viajes. En cuanto al método de los precios hedónicos, se basa en considerar que el precio de un bien de mercado está formado por el valor de sus atributos entre los que se pueden incluir características medioambientales. El método consiste en la estimación de una función de precios hedónicos, la cual permite estimar una función inversa de demanda de la característica medioambiental, que es utilizada para estimar los beneficios. Este método se ha aplicado sobre todo al mercado inmobiliario, donde el precio de las viviendas está influido por condiciones medioambientales como la polución del aire o del agua, las zonas verdes y el ruido.

El método de valoración contingente tiende a generar estimaciones comparables a las obtenidas con los métodos de mercado, tal y como se ha evidenciado en Knetsch y Davis (1966), Thayer (1981) y d'Arge y Shogre (1989) entre otros. La valoración contingente es un método directo, dado que consiste en formular un mercado construido de los bienes públicos o de no mercado y obtener directamente la valoración monetaria expresada por el individuo en este contexto. Los métodos directos tienen ciertas conexiones con la estadística social, debido a que utilizan como elemento fundamental el diseño de una encuesta a una muestra representativa de la población a estudiar. Por lo tanto, el diseño del cuestionario es una pieza esencial en la configuración práctica del mercado construido. Igualmente, se deben cuidar tanto la selección de la muestra como el enfoque de las cuestiones, con el fin de evitar los posibles sesgos muestrales y metodológicos. El método de valoración contingente tiene algunas ventajas con respecto a los métodos indirectos o de mercado, como son su mayor flexibilidad para utilizarse en todo tipo de bienes —existentes o no—, la estimación directa del excedente hicksiano del consumidor, y la posibilidad de estimar los valores de no uso o de no mercado. Una revisión del método de valoración contingente puede encontrarse en Cummings *et al.* (1986) y Mitchell y Carson (1989). El problema principal del método es la potencialidad para obtener estimaciones sesgadas debido a factores propios del diseño del mercado contingente. Así, existe una amplia literatura acerca de los sesgos en que se puede incurrir debido sobre todo al comportamiento estratégico de los individuos, el carácter hipotético del ejercicio, la inclusión de los bienes, el efecto de bienes relacionados, el conjunto de información y las elecciones del medio de pago y del método de extracción de la valoración monetaria (licitación). La conclusión general de estos estudios es

que la aparición de estos sesgos puede limitarse con un apropiado diseño del mercado contingente, que minimice la percepción de incentivos para los comportamientos estratégico e hipotético, e introduzca un carácter realista y neutral en la naturaleza del mercado. La metodología ha sido aplicada extensamente en otros países y contextos, especialmente en Estados Unidos y en Europa, para la valoración de los beneficios de los bienes medioambientales o bienes públicos, siendo representativo en España el trabajo de Riera (1993).

Un mercado contingente supone la implementación de un método de licitación para la extracción del excedente hicksiano del consumidor. En comparación con los métodos alternativos (pregunta abierta, cartón de pagos y juego de subasta o tanteos), el método dicotómico tiene las ventajas de que es fácil de responder y satisface la propiedad de la compatibilidad con los incentivos establecida por Hoehn y Randall (1987). Este método fue utilizado por primera vez en la valoración de los bienes medioambientales por Bishop y Heberlein (1979). Cada individuo recibe aleatoriamente uno entre varios posibles precios de compra, al cual responde afirmativa o negativamente. Un modelo de elección binaria puede estimarse para explicar la respuesta del individuo en función del precio recibido. La idea del enfoque dicotómico tiene su origen en los experimentos sobre la supervivencia de los seres vivos a las dosis de determinadas drogas, que son muy comunes en la literatura bioestadística (Collet (1991)). Otras aplicaciones a la medición de los bienes públicos incluyen Sellar *et al.* (1985), Bowker y Stoll (1988) y Carson *et al.* (1992). La comparación entre el método dicotómico y otros métodos como la pregunta abierta o el juego de subasta demuestran que puede producir estimaciones algo mayores de la disposición a pagar, aunque las desviaciones pueden resultar no significativas (Sellar *et al.* (1985), Kealy *et al.* (1988)). La simplicidad del método de cara al entrevistado lo han hecho muy atractivo en comparación con otros métodos.

Sin embargo, la utilidad del método dicotómico para el análisis coste-beneficio puede estar limitada por la disparidad de las estimaciones que se obtienen dependiendo de la forma de implementar la extracción del valor monetario y de la medida de bienestar empleada. En la aplicación empírica realizada en este trabajo se presenta una comparación entre el método dicotómico simple y el método dicotómico doble utilizando la variedad de conceptos de media y de mediana que son adoptados sistemáticamente en diversos sectores de la literatura. Por tanto, el presente trabajo se inserta en la línea trazada por Hanemann *et al.* (1991), quienes encuentran algunas divergencias entre el método simple y el método doble para las medidas de bienestar más generales. Una cuestión de interés que no parece haber sido abordada en ningún trabajo anterior es si las disparidades de orden empírico que pueden resultar entre el método simple y el doble se obtienen también para las medidas de bienestar normalizadas propuestas por Boyle *et al.* (1988). De hecho, las medidas truncadas han sido soslayadas por algunos investigadores (Hanemann (1989)), debido a la inexactitud

que se produce en la estimación del bienestar si no se consideran los valores de la disposición a pagar por encima del punto de truncamiento. Sin embargo, las medidas truncadas con normalización son teóricamente correctas y presentan la ventaja de desprenderse de la influencia de los errores cometidos en la estimación sobre las predicciones fuera del rango de las observaciones disponibles, al contrario que las medidas más generales definidas para todo el eje real. En este trabajo se presenta una comparación entre las medidas truncadas con normalización y las medidas más utilizadas en otros trabajos empíricos. La evidencia empírica que encontramos sugiere que la disparidad entre los métodos simple y doble puede eliminarse con la utilización de las medidas truncadas normalizadas de la media y de la mediana, conllevando además una reducción de los intervalos de confianza.

La aplicación empírica en la que este trabajo se basa tiene por objetivo la medición de los beneficios sociales para la población residente en Gran Canaria que resultarían de la preservación del paisaje de un conjunto de espacios naturales ubicados en la isla. La zona de estudio tiene una extensión de unas 28.000 hectáreas, lo que representa el 18% de la extensión total de la isla. La valoración monetaria de los beneficios tiene interés por las consecuencias sobre el paisaje y la vegetación que se han derivado de la explotación del suelo para la construcción de viviendas y establecimientos comerciales. El análisis coste-beneficio puede introducir racionalidad en el uso de estos recursos naturales y evitar el efecto de externalidades no óptimas desde el punto de vista social. Un paso determinante hacia una asignación eficiente de recursos de esta naturaleza es la estimación de los beneficios sociales presentes y futuros que se obtienen de su conservación. Para conseguir el objetivo de la medición de los beneficios del paisaje hemos diseñado una encuesta telefónica siguiendo el método de valoración contingente. El sistema telefónico para realizar las entrevistas está justificado por la alta familiaridad de los individuos con el bien objeto de estudio, al tratarse de una isla con distancias cortas para el acceso desde los núcleos de población hasta los espacios naturales. Esta característica limita seriamente la aplicación del método del coste del desplazamiento, que es una alternativa ampliamente utilizada en la valoración de espacios naturales.

La estructura del trabajo es la siguiente: En la Sección 2 se presenta el modelo teórico del método dicotómico de licitación en su aplicación a la estimación del excedente equivalente de un cambio de la calidad del paisaje, tanto en la formulación del modelo simple como en la del modelo doble. En esta sección se introduce el cálculo de las medidas del bienestar a partir de la definición de la media y de la mediana de la disposición a pagar. En la Sección 3 se recogen los resultados de la aplicación empírica a los espacios naturales de Gran Canaria, con la estimación de los modelos simple y doble, la estimación de los beneficios medios y agregados, y la estimación de funciones de valor. Finalmente, la Sección 4 resume las conclusiones.

2. Teoría

2.1. El método dicotómico simple

El fundamento teórico del enfoque dicotómico y su conexión con los modelos empíricos fueron desarrollados por Hanemann (1984). Siguiendo la discusión sobre la aplicación de Bishop y Heberlein (1979), Hanemann obtuvo la disposición a aceptar (excedente compensado) y la disposición a pagar (excedente equivalente) poniendo el ejemplo de la venta de licencias de caza. La decisión de elección discreta del consumidor se elabora en el contexto de un modelo de utilidad aleatoria basado en McFadden (1973). El supuesto es que el investigador está incierto acerca de las preferencias del individuo en cada estado. El individuo conoce sus preferencias y persigue el objetivo de maximizar la utilidad esperada comparando su satisfacción en cada estado. Supongamos que el estado inicial es la existencia del paisaje en su estado actual, mientras el estado final es el paisaje deteriorado o la ausencia de paisaje. En este ejemplo, la disposición a pagar para evitar el deterioro es el excedente equivalente. La función indirecta de utilidad se especifica como $U(j, Y; S)$ donde $j=0$ indica la disponibilidad del paisaje en su estado actual, mientras que $j=1$ indica el paisaje si no se realiza una política de protección, Y es la renta del individuo y S es un vector de características sociológicas. Siguiendo a Hanemann (1984), dado que el investigador desconoce las preferencias, la utilidad en cada estado es una variable aleatoria con media $V(j, Y; S)$. Por lo tanto se puede escribir,

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

donde ε_0 y ε_1 son variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas con media cero, que representan la parte no observada por el investigador. El investigador presenta una cantidad B al individuo, quien responde 'sí' o 'no'. La condición para que el individuo acepte pagar esta cantidad es

$$V(0, Y-B; S) + \varepsilon_0 \geq V(1, Y; S) + \varepsilon_1 \quad [2]$$

El individuo conoce si esta relación se cumple, pero el investigador sólo puede suponer que la respuesta del individuo es una variable aleatoria cuya función de probabilidad viene dada por

$$P_0 = Pr(V(0, Y-B; S) + \varepsilon_0 \geq V(1, Y; S) + \varepsilon_1) = Pr(\varepsilon_1 - \varepsilon_0 \leq \Delta V) = F_\tau(\Delta V) \quad [3]$$

donde P_0 es la probabilidad de que el individuo esté dispuesto a pagar la cantidad especificada (respuesta afirmativa), $P_1 = 1 - P_0$, ΔV es el diferencial de utilidad, $\tau = \varepsilon_1 - \varepsilon_0$ y $F_\tau(\cdot)$ la función de distribución acumulada de τ . Este modelo puede estimarse suponiendo una especificación de la función de incremento de utilidad y de la función de distribución. Si la función de distribución se especifica logística tenemos el modelo logit, mientras que si se especifica normal tenemos el modelo probit.

Por lo tanto, el modelo empírico de ΔV debería ser compatible con la especificación de la función de utilidad que el individuo pretende maximizar. En

la práctica, no todos los modelos empíricos satisfacen esta condición. Por ejemplo, Hanemann (1984) argumenta que el modelo loglineal estimado por Bishop y Heberlein (1979) es incompatible con la maximización de la utilidad. Este modelo es el que tiende a presentar los mejores resultados empíricos. Las especificaciones lineal y loglineal toman las siguientes expresiones respectivamente,

$$\Delta V = \alpha + \beta B \quad [4]$$

$$\Delta V = \gamma + \theta \log(B) \quad [5]$$

donde α , β , γ y θ son parámetros. Los parámetros α e γ pueden redefinirse como una función lineal de variables sociológicas y de opinión, en cuyo caso (4) y (5) suelen denominarse funciones de valor. El modelo lineal puede derivarse de la expresión $V(j, \bullet) = \alpha_j + \beta_j B$, donde $j = 0, 1$. Por el contrario, para el modelo loglineal no existe expresión de V que permita su derivación. Sin embargo, Johansson *et al.* (1989) argumentan que el modelo loglineal podría interpretarse como una aproximación local al modelo compatible con la teoría, por lo que no debería soslayarse para su aplicación empírica.

Por otro lado, si el individuo está dispuesto a pagar la cantidad B ($\Delta V \geq \tau$), entonces la disposición a pagar o excedente equivalente E es mayor o igual que B . Por lo tanto, se puede escribir

$$F_\tau(\Delta V) = Pr(\Delta V \geq \tau) = Pr(E \geq B) = 1 - G_E(B) \quad [6]$$

donde $G_E(B)$ es la función de distribución acumulada de la disposición a pagar del individuo. Este resultado produce una conexión directa entre el modelo empírico de disposición a pagar y el modelo teórico de maximización de la utilidad. La probabilidad de que la utilidad del individuo sea mayor adquiriendo el bien al precio ofrecido está relacionada con la probabilidad de que su verdadera disposición a pagar sea mayor que el precio¹.

El modelo dicotómico simple puede ser estimado por máxima verosimilitud. Cada individuo recibe un precio B_i y tiene una disposición a pagar E_i . La probabilidad de una respuesta positiva es $F_\tau(\Delta V_i)$, mientras que la probabili-

¹ El enfoque de Hanemann (1984) ha sido reformulado por Cameron y James (1987) y Cameron (1988), donde se propone una interpretación basada en un modelo de elección binaria censurado. Este modelo conduce al mismo resultado. De hecho, Patterson y Duffield (1992) llegan a la conclusión de que la introducción de un punto de censura implica tan sólo una reparametrización del modelo logit o probit convencional. En el método de Hanemann, B_i forma parte de las variables explicativas de la diferencia de utilidad, mientras que en método de Cameron se utiliza como información acerca del punto de discriminación de cada individuo. El primero estima la distribución $F_\tau(\bullet)$, mientras que el segundo opera sobre la distribución $G_E(\bullet)$.

dad de una respuesta negativa es $1-F_{\tau}(\Delta V_i)$. Por lo tanto, definiendo $I_i=1$ si el individuo responde afirmativamente, e $I_i=0$ si responde negativamente, el logaritmo de la función de verosimilitud se puede escribir de la siguiente forma,

$$\log L = \sum_{i=1}^n \{ I_i \log F_{\tau}(\Delta V_i) + (1-I_i) \log [1-F_{\tau}(\Delta V_i)] \} \quad [7]$$

La optimización de esta función con respecto a los parámetros implícitos en ΔV_i da lugar a estimadores consistentes y asintóticamente eficientes (Amemiya (1985)).

2.2. El método dicotómico doble

Un problema del método dicotómico simple es que reduce sustancialmente la información obtenida de la disposición a pagar del individuo en comparación con otros métodos de licitación como la pregunta abierta o el cartón de pagos. Una forma de incrementar la información consiste en realizar una pregunta dicotómica adicional después de la respuesta binaria del individuo. Este método fue propuesto por Carson *et al.* (1986) como una alternativa para aumentar la eficiencia del estimador dicotómico. Hanemann *et al.* (1991) demuestran que la varianza de los parámetros estimados con los datos de una pregunta sencilla es mayor que la varianza obtenida con el método doble. Esto conduce a intervalos de confianza más reducidos para la media estimada de la disposición a pagar, calculada utilizando el método de Krinsky y Robb (1986). La idea se implementa de la siguiente forma. Cada individuo recibe aleatoriamente un precio al cual responde 'sí' o 'no'. Si responde 'sí', entonces recibe otro precio mayor y se le pregunta de nuevo por su disposición a pagar, respondiendo 'sí' o 'no'. Si responde 'no' a la primera pregunta, recibe un precio inferior sobre el cual decide. La valoración del individuo resulta comprendida en los intervalos definidos por la secuencia de las respuestas, por lo que este modelo puede ser estimado como un modelo censurado en intervalos utilizando el enfoque de Cameron y James (1987).

Para que el método mantenga la compatibilidad con los incentivos característica de la licitación dicotómica, Carson *et al.* (1986) recomiendan que el segundo precio comprenda un intervalo relativamente largo con respecto al primero, y que sea preguntado de forma condicional. De la secuencia de las respuestas del individuo resultan cuatro posibles combinaciones. Elaborando sobre las definiciones de Hanemann *et al.* (1991) a partir de la ecuación [6], la probabilidad de cada una de estas combinaciones se pueden definir de la siguiente forma

$$\begin{aligned} Pr(sí, sí) &= 1 - G_E(B_i^a) = F_{\tau}(\Delta V(B_i^a)) \\ Pr(sí, no) &= G_E(B_i^a) - G_E(B_i) = F_{\tau}(\Delta V(B_i)) - F_{\tau}(\Delta V(B_i^a)) \\ Pr(no, sí) &= G_E(B_i) - G_E(B_i^b) = F_{\tau}(\Delta V(B_i^b)) - F_{\tau}(\Delta V(B_i)) \\ Pr(no, no) &= G_E(B_i^b) = 1 - F_{\tau}(\Delta V(B_i^b)) \end{aligned}$$

donde B_i^b y B_i^a son respectivamente el segundo precio más bajo y el segundo precio más alto que correspondería al individuo i , quien ha recibido un precio inicial B_i . Definimos $I_i = 1,0$ si la respuesta a la primera pregunta es afirmativa o negativa respectivamente; $I_i^b = 1,0$ si la respuesta al precio B_i^b es afirmativa o negativa respectivamente; e $I_i^a = 1,0$ si la respuesta a B_i^a es positiva o negativa respectivamente. El logaritmo de la función de verosimilitud se puede escribir

$$\log L^D = \sum_{i=1}^n \{ I_i I_i^a \log [F_\tau(\Delta V(B_i^a))] + I_i (1-I_i^a) \log [F_\tau(\Delta V(B_i)) - F_\tau(\Delta V(B_i^a))] + I_i^b (1-I_i) \log [F_\tau(\Delta V(B_i^b)) - F_\tau(\Delta V(B_i))] + (1-I_i) (1-I_i^b) \log [1-F_\tau(\Delta V(B_i^b))]\} [8]$$

2.3. Medidas de bienestar

A partir de la estimación de los parámetros del modelo se puede evaluar el cambio de bienestar producido por un cambio de la calidad del medioambiente, como puede ser el beneficio de preservar el paisaje o el coste de su deterioro. Las medidas del bienestar incluyen la media y la mediana de la disposición a pagar. Desde el punto de vista teórico, existe discusión acerca de qué medida es la correcta para la agregación de beneficios y decidir sobre la conveniencia social de proporcionar el bien. La media es coherente con el criterio de la potencialidad paretiana, mientras que la mediana es coherente con el criterio de mayoría simple. La mediana no tiene en cuenta los individuos que valoran el bien en mayor cuantía, y que pueden tener influencia decisiva en la media. Boyle *et al.* (1988) deducen que la elección entre ambas medidas pertenece al criterio subjetivo del investigador.

La medida de bienestar depende de la especificación del modelo empírico de ΔV y de la utilización o no del truncamiento de la función de distribución estimada. En general, para una función de distribución definida en todo R la media de la disposición a pagar se define de la siguiente forma,

$$E[E] = \int_{-\infty}^{\infty} B g_E(B) dB = \int_0^{\infty} [1-G_E(B)] dB - \int_{-\infty}^0 G_E(B) dB \quad [9]$$

donde $g_E(B)$ es la función de densidad de E . La última parte de la igualdad se demuestra por integración por partes. La media puede calcularse bien por integración numérica de la función estimada o bien utilizando la fórmula en la cual se insertan los parámetros estimados. Para la especificación lineal de ΔV (4), Kristöm (1990) demuestra que la media coincide con la mediana para cualquier función de distribución $F_\tau(\cdot)$ definida en todo R , teniendo la siguiente expresión,

$$M = E[E] = \frac{\alpha}{\beta} \quad [10]$$

Para la especificación loglineal del diferencial de la utilidad [5], se obtiene que la función de distribución está definida sólo para valores no negativos de la disposición a pagar. La función de distribución resultará loglogística o lognormal dependiendo de la especificación de la distribución de la disposición a pagar. Dado que E se restringe a tomar valores no negativos, entonces la integración en el eje negativo de B es omitida en la fórmula [9] para la definición de la media.

En general, la mediana se define como el valor de la disposición a pagar para el cual la probabilidad de responder afirmativamente sea 0.5. Formalmente, la mediana B^d se define por la siguiente ecuación

$$Pr [U(0, Y-B^d; S) \geq U(1, Y; S)] = 0.5 \quad [11]$$

Suponiendo una distribución simétrica (normal o logística), esto implica $\Delta V=0$. En el modelo loglineal, $y-\theta \ln B^d = 0$, por tanto,

$$B^d = e^{\frac{y}{\theta}} \quad [12]$$

En la práctica el rango de B es finito y la disposición a pagar está limitada como máximo por la renta del individuo. Por ello, el estudio de la distribución truncada puede generar estadísticos más apropiados de la disposición a pagar. En este sentido, algunos estudios han optado por calcular la media truncada (Bishop y Heberlein (1979) y Sellar *et al.* (1985)). El punto de truncamiento puede ser el precio máximo ofrecido, o bien el valor de la disposición a pagar correspondiente al 90 percentil. El objetivo es limitar la influencia de la cola de la distribución, la cual es desconocida a efectos empíricos, y puede no tender a cero rápidamente. La media no truncada es sensible a la función de probabilidad elegida debido a que hay que extrapolar fuera de los datos disponibles. El truncamiento puede evitar los sesgos que resultan de proyectar la función estimada sobre los rangos para los que no se tienen observaciones. Si B^m es el máximo precio ofrecido en la muestra, entonces la media truncada se puede definir

$$M^t = E [E^t] = \int_0^{B^m} [F_r(\Delta V(B))] dB \quad [13]$$

Sin embargo, en la utilización del truncamiento debe considerarse la distribución truncada. Boyle *et al.* (1988) notan que la definición de la media basada en la distribución no truncada impide satisfacer las propiedades estadísticas de la función de distribución acumulada. Esto es, la integral entre 0 y B^m de la función de densidad es menor que la unidad, siempre que la unidad venga dada por la integral entre 0 e infinito. Para conseguir esta propiedad con el truncamiento se propone la normalización de la función de distribución acumulada. La normalización consiste en dividir la función de densidad por $G_E(B^m)$. De esta

manera, Boyle *et al.* (1988) definen la media truncada normalizada de la siguiente forma,

$$M^n = E [E^n] = \int_0^{B^n} B g_E^n(B) dB = \int_0^{B^n} [1 - G_E^n(B)] dB = \quad [14]$$

$$\int_0^{B^n} \left[1 - \frac{G_E(B)}{G_E(B^n)} \right] dB = \int_0^{B^n} \frac{F_\tau [\Delta V(B)] - F_\tau [\Delta V(B^n)]}{1 - F_\tau [\Delta V(B^n)]} dB$$

donde $g_E^n(B)$ es la densidad normalizada y $G_E^n(B)$ es la correspondiente función de probabilidad normalizada. Si B^n toma un valor tal que $F_\tau(B^n) = 0$ (ó $G_E(B^n) = 1$) entonces la fórmula de la media normalizada colapsa a la media sin normalización. La media truncada no normalizada [13] produce una sobreestimación con respecto a la media calculada con normalización [14]. $G_E(B^n)$ es menor que la unidad, por lo que la distribución normalizada está desplazada hacia arriba por el factor $1/G_E(B^n)$. Para la distribución $F_\tau(B)$, dado que es decreciente con respecto a B , la corrección por el factor de normalización produce un desplazamiento hacia abajo, reduciendo el área correspondiente a la media.

De forma similar podemos definir la mediana de la distribución truncada como el valor de ΔV para el que la probabilidad condicional acumulada es de 0.5. Esto es, para un truncamiento por la derecha en B^n , la mediana B^n satisface la siguiente ecuación

$$P_\tau [\Delta V(B^n) \geq \tau / \Delta V(B) \geq \Delta V(B^n)] = \frac{F_\tau(\Delta V(B^n))}{[1 - F_\tau(\Delta V(B^n))]} = 0.5 \quad [15]$$

Para una especificación lineal, la mediana normalizada resulta $(t-\alpha)/\beta$, donde α y β son la ordenada y la pendiente respectivas del modelo, y t es el valor de ΔV para el que la probabilidad es 0.5 [$1 - F_\tau(\Delta V(B^n))$]. Para una especificación loglineal el resultado es $\exp((t-\gamma)/\theta)$.

3. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de los modelos y las medidas de bienestar expuestas en la sección anterior. Los datos utilizados provienen de una encuesta telefónica que se ha realizado siguiendo el método de valoración contingente para medir los beneficios sociales de la preservación del paisaje de unos espacios naturales del centro-occidente de Gran Canaria. La muestra final de 573 individuos mayores de 18 años ha sido tomada por muestreo aleatorio estratificado por grupos de edad, sexo y municipios. El bien objeto de estudio, así como los aspectos del diseño del trabajo de campo se discuten en el Apéndice. La estimación de la media y de la mediana de la disposición a pagar puede depender del tipo de modelo y de la introducción de variables

sociológicas o de opinión. Sin embargo, McFadden y Leonard (1992) argumentan que si el método de valoración contingente es correcto entonces la media sin covariables es un estimador insesgado del valor que se obtendría considerando estas covariables, dado que los factores sociológicos individuales han de reflejarse en la disposición a pagar. La omisión de covariables permite utilizar todos los casos de la encuesta y no afecta a los resultados que se obtienen a continuación para las medidas de bienestar. En esta sección se presentan los resultados del cálculo de la disposición a pagar o excedente equivalente tanto a nivel individual como a nivel agregado, así como la estimación de funciones de valor a partir de las variables sociológicas y de opinión que pueden explicar la disposición a pagar. En la estimación de los modelos de elección binaria se adopta la distribución normal para ΔV , la cual conduce a una distribución lognormal de la disposición a pagar si la especificación es loglineal. Los cálculos por ordenador se han realizado con la ayuda de los programas LIMDEP y SAS.

3.1. *Estimación de la disposición a pagar*

Dado que ningún individuo fue advertido de que iba a responder a dos preguntas dicotómicas, se puede suponer que las respuestas a la primera pregunta satisfacen la condición de exogeneidad. Por lo tanto, podemos utilizar los datos de esta pregunta para el análisis simple. El Cuadro 1 presenta la estimación probit de los modelos lineal y loglineal de ΔV para el método simple especificado a partir de las observaciones obtenidas del primer precio lanzado al individuo y para el método doble utilizando las respuestas a las dos preguntas dicotómicas. Tanto la ordenada como el coeficiente de la pendiente son significativos al 1%. La variable PRECIO tiene el signo correcto, esto es, cuanto mayor es el precio lanzado al individuo menor es la probabilidad de una respuesta positiva de la disposición a pagar. El logaritmo de la función de verosimilitud resulta mayor para la especificación loglineal, tanto en el modelo simple como en el doble, lo que implica un mejor ajuste. Por otro lado, el modelo doble genera una mayor eficiencia de los estimadores que se traduce en una mayor significatividad estadística de los parámetros, como revelan los ratios de la t de Student.

CUADRO 1
Estimación de ΔV (estadístico t entre paréntesis)

| Variable | Simple lineal | Doble lineal | Simple loglineal | Doble loglineal |
|-----------|-----------------------|------------------------|---------------------|---------------------|
| Constante | .3271 (4.114) | .3461 (7.521) | 2.972 (7.521) | 4.240 (18.65) |
| PRECIO | -.270E-04 (-6.742) | -.439E-04 (-23.328) | -.33231 (-7.518) | -.50326 (-18.94) |
| LogL | -372.25 | -797.17 | -366.4 | -763.64 |

Los Cuadros 2 y 3 presentan la estimación de los beneficios individuales o excedente equivalente de la preservación del paisaje para las especificaciones

lineal y loglineal. Los intervalos de confianza al nivel 95% han sido calculados utilizando el procedimiento de Monte Carlo empleado en Park *et al.* (1991), que está basado en Krinsky y Robb (1986). Este procedimiento consiste en tomar muestras repetidas para los parámetros del modelo a partir de una distribución normal multivariante. Para cada una de las muestras se calculan las medidas de bienestar y los intervalos de confianza se obtienen por el método de Efron (1981). En este ejercicio se han realizado 1.000 repeticiones en cada estimación. Los intervalos obtenidos para las medidas basadas en el método doble tienen menor amplitud que los basados en el método simple demostrando la mayor eficiencia. También puede comprobarse que los intervalos de confianza obtenidos con la especificación lineal de ΔV son en general más amplios que los derivados del modelo loglineal para casi todas las medidas utilizadas, aunque las diferencias no son relevantes para la medida M^t . Por otro lado, las medidas truncadas normalizadas producen en general intervalos de confianza más reducidos que las medidas truncadas sin normalización y las medidas no truncadas. Por ejemplo, mientras el intervalo al 95% especificando el modelo loglineal con el método doble para la media truncada en 40.000 pesetas ($M^t/_{40.000}$) es (10.292, 13.038), para la correspondiente medida normalizada ($M^n/_{40.000}$) el intervalo que se obtiene es (6.452, 7.533), implicando una reducción de la amplitud del 60%.

CUADRO 2
Estimación de la media y la mediana de la disposición
a pagar en la especificación lineal de ΔV

| Medida | Simple | Intervalo de confianza 95% | Doble | Intervalo de confianza 95% |
|-----------------|--------|-------------------------------|-------|-------------------------------|
| M | 12100 | (7775,16266) | 7815 | (5252,10278) |
| $M^t/_{40.000}$ | 16782 | (15252,18527) | 12741 | (11598,13920) |
| $M^n/_{40.000}$ | 10013 | (8004,11658) | 10403 | (9344,11427) |
| $M^t/_{60.000}$ | 19904 | (17037,22815) | 13468 | (12122,14730) |
| $M^n/_{60.000}$ | 15547 | (13440,17041) | 12951 | (11697,14244) |
| B^t | 1491 | (-9137,6729) | 5620 | (3038,7743) |
| $B^n/_{60.000}$ | 7553 | (-906,11704) | 7563 | (5057,9711) |

CUADRO 3
Estimación de la media y la mediana de la disposición
a pagar en la especificación loglineal de ΔV

| Medida | Simple | Intervalo de confianza 95% | Doble | Intervalo de confianza 95% |
|-----------------|--------|-------------------------------|-------|-------------------------------|
| $M^t/_{40.000}$ | 16500 | (14409,17572) | 11580 | (10292,13038) |
| $M^n/_{40.000}$ | 6748 | (5450,7860) | 7069 | (6452,7533) |
| $M^t/_{60.000}$ | 21001 | (18437,23943) | 13898 | (11905,15855) |
| $M^n/_{60.000}$ | 9152 | (7465,10496) | 8925 | (8100,9655) |
| B^t | 6692 | (4735,9268) | 4561 | (3773,5414) |
| $B^n/_{40.000}$ | 2310 | (1137,3438) | 3235 | (2683,3762) |
| $B^n/_{60.000}$ | 2743 | (1318,4232) | 3577 | (2958,4167) |

El valor monetario del paisaje depende del método de licitación (simple o doble) de la especificación de ΔV , y de la medida de bienestar utilizada. Para la especificación lineal, la media/mediana (M) utilizando el método simple es de 12.100 pesetas, mientras que para el método doble es de 7.815, esto es, una reducción del 35%. Estas cantidades son significativamente diferentes entre sí aunque existe algún solapamiento de los intervalos de confianza al 95%, lo cual llevaría a la conclusión de que el método doble da lugar a estimaciones más conservadoras. Este resultado parece también aplicable a las medidas calculadas con truncamiento y basadas en las observaciones realizadas (M^t), tanto para el modelo lineal (Cuadro 2) como para el loglineal (Cuadro 3). Por ejemplo, para la especificación lineal (loglineal) $M^t/_{40.000}$ toma el valor 16.782 (16.500) para el método simple y 12.741 (11.580) para el método doble. Una dificultad aparente de estas medidas es su sensibilidad a la elección del punto de truncamiento. La integración de la media utilizando el límite de 40.000 pesetas conduce a cantidades inferiores de la disposición a pagar que si el límite es de 60.000 pesetas. Sin embargo, para comparar el método simple con el doble resulta más fiable utilizar el intervalo entre 0 y 40.000 pesetas, pues en este tramo se dispone de observaciones para ambos modelos. Por encima de este nivel, la estimación con el método simple extrapolaría los resultados fuera de las observaciones disponibles para el cálculo. La utilización de la media normalizada con truncamiento (M^n) en 40.000 pesetas produce resultados similares con esta base de datos entre los métodos simple y doble, tanto para la especificación lineal como loglineal. Si el límite es de 60.000 pesetas entonces la concordancia es válida sólo para el modelo loglineal, el cual es estadísticamente superior que el lineal.

En lo que se refiere a la mediana, en el Cuadro 2 se observa que la mediana normalizada (B^n) da lugar a una divergencia significativa entre los métodos simple y doble para la especificación lineal si el punto de truncamiento es de 40.000, la cual desaparece si el límite es de 60.000. En la especificación loglineal la mediana (B^d) es inferior a la media (M^t) por la asimetría hacia la derecha de la distribución empírica. En el Cuadro 3 puede verse que B^d toma un valor significativamente superior para el modelo simple que para el doble. Sin embargo, el concepto de mediana normalizada (B^n) no genera resultados estadísticamente diferentes para ninguno de los límites superiores utilizados. Por otro lado, el error cometido en la elección de una especificación relativamente poco satisfactoria de ΔV puede notarse comparando los criterios de bienestar con los modelos lineal y loglineal. Para el método simple (doble), la mediana del modelo lineal (M) es un 80% (70%) mayor que la mediana del modelo loglineal (B^d). Para la media truncada normalizada (M^n), el valor estimado con el modelo lineal está incrementado en un 47% con respecto al obtenido con el modelo loglineal.

La disparidad mostrada entre los métodos simple y doble para las medidas de bienestar no truncadas (M , B^d) y truncadas sin normalización (M^t) ha sido obtenida previamente en el estudio de Hanemann *et al.* (1991). Estos autores argumentan la disparidad encontrada en base al diseño subóptimo del vector de precios y a la mayor eficiencia del método doble. Es probable que con otro diseño del vector de precios que consiga minimizar la varianza

o el error cuadrático medio de los estimadores, en la línea del método propuesto por Cooper (1993), se reduzcan las divergencias entre los métodos simple y doble. Otro factor que puede incidir en las disparidades obtenidas es el proceso de aprendizaje y/o de reflexión acumulado por el individuo en el segundo precio ofrecido. El comportamiento del individuo en el segundo precio puede ser endógeno y depender del primer precio ofrecido. En teoría no existe razón para obtener resultados dispares, pues se trata de los mismos individuos y de la misma función de probabilidad. Sin embargo, en la práctica el método doble extrae más información que el método simple, implicando una mayor observación del comportamiento individual ante precios alternativos. La reducción de las divergencias con la normalización puede deberse a la eliminación de los sesgos de la estimación fuera del rango de los datos disponibles y a la introducción de un factor de homogeneización estadística.

3.2. *Estimación de funciones de valor*

La estimación de funciones de valor permite probar la validez de la valoración contingente como método para estimar los beneficios de los bienes medioambientales. Las variables utilizables como predictores en la función de valor pueden ser de la más diversa índole dependiendo del tipo de bien. Desde un punto de vista teórico, la disposición a pagar depende fundamentalmente de la renta del individuo. Otras variables sociológicas que se pueden incorporar en la función de valor son la edad, el nivel de educación y el número de miembros de la familia. La inclusión de las variables sociológicas en el modelo implica la reducción del número de observaciones desde 573 a 493 casos. Por otro lado, los problemas de colinealidad y de información subyacente entre las variables impiden obtener resultados satisfactorios de todas las variables que pueden tener alguna incidencia en la disposición a pagar. La selección se ha basado en aquéllas que permiten obtener los resultados estadísticos más fiables desde el punto de vista del ajuste de la regresión. El Cuadro 4 presenta la descripción de las variables sociológicas y de opinión que han tenido alguna relevancia.

CUADRO 4
Descripción de las variables

| | |
|---------|---|
| PRECIO: | Precio aleatoriamente recibido por el individuo. |
| INFOR: | 1 si el individuo fue advertido de otros paisajes sustitutivos, 0 en caso contrario. |
| RBS: | Ingresos personales netos anuales en pesetas. |
| EDAD: | Edad del individuo. |
| AE: | Años de educación. |
| PER: | 1 si el individuo piensa que las construcciones han afectado negativamente al paisaje, 0 en caso contrario. |
| EXVIST: | 1 si el individuo espera visitar la zona de estudio al año siguiente, 0 en caso contrario. |
| NF: | Número de miembros de la familia que conviven. |
| NADA: | 1 si el individuo piensa que no se ha hecho nada para preservar el paisaje de Gran Canaria en general, 0 en caso contrario. |

El Cuadro 5 muestra las mejores estimaciones de las especificaciones lineal y loglineal de las funciones de valor para los métodos simple y doble. En el modelo loglineal se han tomado logaritmos para las variables PRECIO, RBS, EDAD, AE y NF. Los resultados muestran que la renta personal es significativa al nivel 5%, teniendo un efecto positivo en la probabilidad de dar una respuesta afirmativa. La edad, los años de educación y el tamaño familiar también son variables significativas. El signo negativo de la edad es un resultado común en muchos estudios de valoración contingente. Los individuos más jóvenes suelen tener una mayor probabilidad de dar una respuesta positiva a la disposición a pagar que la media. Estos individuos tienden a presentar una mayor preferencia por los bienes medioambientales, que se podría explicar por su mayor nivel de uso y sus expectativas de uso futuro. Los resultados muestran que los individuos con mayor nivel de educación formal tienden a mostrarse más proclives a contribuir monetariamente para preservar el paisaje.

CUADRO 5
Estimación de funciones de valor para los modelos simple y doble
(estadístico *t* entre paréntesis)

| Variable | Lineal simple | Lineal doble | Loglineal simple | Loglineal doble |
|----------------|------------------------|-------------------------|---------------------|----------------------|
| Constante | -0.7125 (-1.576) | -0.1595 (-0.427) | -2.3768 (-1.783) | -1.1895 (-1.130) |
| PRECIO | -0.372E-04 (-7.557) | -0.510E-04 (-18.747) | -0.4888 (-8.522) | -0.6301 (-17.011) |
| INFOR | -0.2727 (-2.125) | -0.3096 (-2.789) | -0.3162 (-2.414) | -0.3785 (-3.491) |
| RBS | 0.501E-06 (5.120) | 0.512E-06 (5.863) | 0.5501 (5.900) | 0.5745 (7.631) |
| EDAD | -0.165E-01 (-3.030) | -0.180E-01 (-3.907) | -0.6384 (-2.996) | -0.6785 (-3.866) |
| AE | 0.399E-01 (2.256) | 0.237E-01 (1.601) | 0.2368 (2.495) | 0.1897 (2.344) |
| PER | 0.3555 (2.683) | 0.2065 (1.858) | 0.4150 (3.054) | 0.2051 (1.830) |
| EXVIST | 0.7918 (3.519) | 0.5069 (2.701) | 0.7552 (3.346) | 0.6616 (3.513) |
| NF | 0.948E-01 (2.132) | 0.667E-01 (1.789) | 0.4529 (2.766) | 0.3725 (2.735) |
| NADA | -0.5780 (-2.599) | -0.2520 (-1.378) | -0.6375 (-2.872) | -0.2763 (-1.533) |
| RV | 170.47 | 344.20 | 189.15 | 365.54 |
| LogL | -255.84 | -626.03 | -246.50 | -582.37 |
| R ² | 0.25 | 0.23 | 0.27 | 0.46 |
| N | 493 | 493 | 493 | 493 |

El impacto de la información resulta significativo al nivel 5%. Por lo tanto, los sujetos que fueron advertidos de la existencia de otros paisajes sustitutivos presentan una menor probabilidad para responder afirmativamente a la disposi-

ción a pagar. En cuanto a las variables de opinión, puede parecer contradictorio el signo negativo de NADA, pues es de esperar que los individuos menos satisfechos con la política de preservación del paisaje tiendan a dar una respuesta positiva a la disposición a pagar. Sin embargo, el signo negativo puede indicar una desconfianza ante el acometimiento de nuevos proyectos para la preservación del paisaje². Por otro lado, esta variable aporta poco poder explicativo cuando es incluida de forma aislada en la regresión y no resulta significativa para la estimación del modelo doble. También puede incorporar información relacionada con la otra variable de opinión (PER), la cual resulta significativa y tiene el signo correcto. Esto es, los individuos que piensan que las construcciones de viviendas han perjudicado a la zona de estudio tienden a presentar una mayor probabilidad de contribuir para su preservación. Por otro lado, las medidas de bondad de ajuste del ratio de verosimilitud (RV) y del pseudo R^2 de McFadden demuestran en primer lugar que la especificación loglineal se ajusta mejor a los datos, y en segundo lugar, que el modelo doble presenta mejores resultados para cada especificación de la función de valor.

3.3. Agregación

La valoración monetaria del individuo medio de la muestra tiene que agregarse para el conjunto de la población representativa para obtener los beneficios sociales de una política de preservación de paisaje. En el proceso de agregación existen dos aspectos que pueden suscitar discusión. En primer lugar, se debe escoger entre la media o la mediana como estadístico relevante para determinar la valoración monetaria. En segundo lugar, hay que definir la población relevante para la cual se extienden los beneficios de la preservación del paisaje.

Tanto la media como la mediana presentan argumentos teóricos y empíricos que pueden hacerlas merecedoras de sustentar la agregación. En esta sección utilizamos ambos estadísticos para calcular el valor agregado. La agregación basada en la media será siempre superior al valor obtenido con base en la mediana como consecuencia de la asimetría hacia la derecha de la distribución empírica. Desde un punto de vista conservador se podría sugerir la mediana como el estadístico más apropiado. A su vez, la mediana es más robusta a las valoraciones situadas en los extremos de la distribución. Un aspecto relacionado es la definición adecuada de la media o la mediana teniendo en cuenta la teoría y las restricciones de los datos. Las medidas truncadas definidas en el eje real positivo tienen la ventaja de basarse en las observaciones disponibles. El truncamiento no debe olvidar la normalización para ajustarse a los supuestos teóricos de la función de distribución.

² Un evaluador de este trabajo ha indicado que esta desconfianza hacia la gestión de los fondos destinados a la preservación puede haber sido inducida por la poca definición del destino de los fondos en la presentación del escenario de valoración (véase el Apéndice).

En cuanto al problema de la definición de la población, ésta debe coincidir con la población objeto de estudio. La unidad de análisis a la que fue dirigida la entrevista es el individuo mayor de 18 años residente en Gran Canaria. Por lo tanto, la población es el número de individuos con esta característica. Obviamente, el beneficio de la preservación de paisaje puede extenderse a otros grupos de población que no han sido considerados. Por ejemplo, los menores de 18 años también pueden experimentar algún beneficio de la preservación. Sin embargo, su capacidad de gasto es discutible. Por otro lado, los visitantes o turistas pueden tener alguna disposición a pagar para preservar el paisaje. En la encuesta que hemos realizado no hemos obtenido información de los turistas, por lo que esta población debe quedar fuera del proceso de agregación.

El Cuadro 6 presenta los resultados de la agregación utilizando como criterios tanto la media como la mediana en su definición truncada normalizada (M^n y B^n) en 40.000 pesetas para los métodos simple y doble, y tomando como base a toda la población mayor de 18 años. Por lo tanto, las cantidades producidas en el cuadro resultan de multiplicar el parámetro estimado en cada modelo por 508230. En nuestra opinión el modelo lineal no es aconsejable para la agregación debido a la imposición de simetría y su extrapolación en el eje real negativo. El modelo loglineal tiende a mostrar un mejor ajuste, y conduce a generar intervalos de confianza más reducidos para las medidas de bienestar. Por otro lado, partiendo de una aproximación conservadora, la estimación de los beneficios agregados en base a la mediana es preferible a la estimación con la media. Así, los beneficios basados en la mediana para el método doble loglineal suponen la cantidad de 1.644 millones de pesetas anuales.

CUADRO 6
Valor agregado anual de la preservación del paisaje.
Millones de pesetas

| Modelo | Criterio de Agregación | |
|------------------|------------------------|-------|
| | Mediana | Media |
| Simple lineal | 757 | 5.088 |
| Doble lineal | 2.856 | 5.287 |
| Simple loglineal | 1.253 | 3.710 |
| Doble loglineal | 1.644 | 3.976 |

4. Conclusiones

El método dicotómico de licitación tiene indudables ventajas para la valoración contingente como son su facilidad de respuesta y su compatibilidad con los incentivos. La formulación doble introduce una mayor eficiencia de los estimadores de la media y de la mediana que se traduce en unos intervalos de confianza más reducidos. Sin embargo, el método recaba en la necesidad de elegir la definición de bienestar adecuada teniendo en cuenta el trunca-

miento de los datos disponibles de la evidencia empírica. A su vez, la especificación lineal del modelo empírico es poco coherente con la asimetría de la distribución empírica definida en el eje real positivo. Con la base de datos empleada en este trabajo se obtiene que la utilización de medidas truncadas propiamente normalizada reduce significativamente las divergencias que pueden presentar las estimaciones obtenidas con los métodos simple y doble.

La aplicación realizada revela que la preservación del paisaje de los espacios naturales del centro-occidente de Gran Canaria puede proporcionar beneficios relevantes para la población residente en la isla. La continuidad de una política que no impida decididamente el deterioro del paisaje por la construcción de viviendas, locales comerciales y carreteras implica una pérdida de bienestar de unas 3.235 pesetas por individuo, lo que supone un valor agregado de 1.644 millones de pesetas anuales. Los beneficios de la preservación del paisaje pueden oponerse a los costes de una política de preservación para determinar la conveniencia o no de tal decisión. Este análisis requeriría estimar otros beneficios no considerados, como los experimentados por los turistas y los usuarios de la zona de estudio. También requiere el cálculo de los costes de la preservación, entre los que se pueden incluir los costes de vigilancia y de mantenimiento del paisaje, así como los beneficios esperados de los propietarios de terrenos.

Finalmente, la estimación de funciones de valor revela efectos significativos de las variables de opinión y sociológicas en la disposición a pagar para preservar el paisaje. Esta evidencia puede interpretarse como sustentadora de la validez teórica del método de valoración contingente y del diseño del mercado construido en este trabajo. En particular, la probabilidad de la disposición a pagar resulta positivamente influida por los ingresos personales del individuo y los años de educación formal. El precio lanzado aleatoriamente a los individuos en la muestra tiene un efecto negativo en la probabilidad, demostrando la pendiente negativa de la función de demanda. La edad del individuo es otra variable sociológica con influencia negativa. Entre las variables de opinión y de actitud, la percepción de un efecto negativo de las construcciones en el paisaje incide positivamente en la disposición a contribuir, mientras que los individuos que no esperan visitar la zona tienen una menor probabilidad.

Apéndice. Descripción del trabajo de campo

La zona objeto de estudio recibe el nombre común de 'la Cumbre' y comprende los espacios naturales de Cuenca de Tejeda (Nublo), Tamadaba, Cumbres e Inagua. La extensión total es de unas 28.000 hectáreas, con un 29% de superficie arbolada (pinares), un 58% de matorral-pastizal, un 9% de superficie agrícola útil y un 4% de suelo improductivo. En la zona de bosques y matorral no se realiza ningún tipo de aprovechamiento forestal. El 30% de la superficie de los espacios naturales es de propiedad pública.

El cuestionario se ha estructurado en tres partes. La primera gira en torno a las actividades recreativas que se realizan en la zona, la segunda parte se

centra en la valoración monetaria y en preguntas de opinión sobre la preservación del paisaje y la tercera sobre características sociológicas. En la segunda parte se introduce el contexto del mercado contingente, con la definición del medio de pago y el método de licitación. Un párrafo previo advierte del objetivo de la pregunta con la intención de preparar al encuestado para el intercambio monetario de la calidad del paisaje.

El escenario plantea un paisaje amenazado por las construcciones de viviendas, carreteras y locales comerciales. Se intenta evitar el comportamiento estratégico advirtiendo que todo el mundo tiene que pagar. Como justificación del pago se indica que el dinero será empleado para compensar a las partes afectadas. Para reducir el comportamiento hipotético se recuerda la restricción presupuestaria. La pregunta de la disposición a pagar para evitar la transformación del paisaje implica que la respuesta coincide con el excedente equivalente. En cuanto al medio de pago se ha escogido la contribución anual a un fondo por su neutralidad, para evitar las protestas que surgirían con otros medios de pago.

La presentación textual del escenario en la parte segunda es la siguiente:

La siguiente pregunta es acerca de la valoración en pesetas que usted puede tener del paisaje de esta zona de la Cumbre. Se trata sólo de conocer lo máximo que usted podría dar para preservar este paisaje. Tenga presente que pueden haber otros lugares de Gran Canaria, como las playas o las costas, cuyo paisaje usted también puede valorar, y por los que daría dinero para su preservación.

En relación al paisaje de la Cumbre existe la posibilidad de que se transforme por la construcción de viviendas, locales comerciales y carreteras. Suponga que se le pide una contribución anual a un fondo para preservar el paisaje en su estado actual. Piense que todo el mundo tendrá que contribuir y el dinero será bien invertido para compensar a las partes afectadas. Teniendo en cuenta sus ingresos personales o familiares y sus necesidades de gastos, ¿estaría dispuesto/a a contribuir ___ pesetas al año para preservar el paisaje en su estado actual?

En la formulación del método dicotómico se ha adoptado un vector de cinco precios de salida que fue lanzado aleatoriamente a los individuos de la muestra. Estos precios son 1.000, 5.000, 10.000, 20.000 y 40.000 pesetas anuales para preservar el paisaje. Si la respuesta al primer precio es afirmativa, entonces el segundo vector de precios es 5.000, 10.000, 20.000, 40.000 y 60.000 pesetas. En caso negativo, el segundo vector es 500, 1.000, 5.000, 10.000 y 20.000 pesetas. Los precios iniciales fueron elegidos por el método *ad hoc* de intervalos loglineales equivalentes a partir de la distribución empírica de la disposición a pagar en la pregunta abierta de la encuesta de prueba. Véase Cooper (1993) para una exposición de éste y otros métodos de elección del vector de precios.

La población objetivo ha estado constituida por los individuos mayores de 18 años residentes de derecho en la isla de Gran Canaria. Esta población es de 506.230 individuos, según el Censo Electoral de 1991. La muestra de 573 indi-

viduos ha sido escogida por muestreo aleatorio estratificado atendiendo a los parámetros de edad, sexo y municipio. La extracción de la muestra se ha realizado a partir de la lista de teléfonos publicada por la Compañía Telefónica de España correspondiente a 1993. Las entrevistas fueron llevadas a cabo por 6 encuestadores profesionales con experiencia pertenecientes a una empresa especializada en trabajos de campo. El período de realización del trabajo de campo estuvo comprendido entre el 15 de noviembre y el 10 de diciembre de 1993. El número total de llamadas telefónicas efectuadas para obtener las 573 entrevistas ha sido de 1.615, representando una tasa de respuesta del 35%. Los motivos por los que hubo que aumentar el número de llamadas fueron las negativas a contestar de los contactados (58%), el no satisfacer los requisitos del estrato (35%) y los fallos de comunicación (7%). Las negativas a contestar se debieron a no creer que se puedan realizar entrevistas por teléfono (60%), estar ocupado en otros asuntos (20%), no querer opinar sobre aspectos económicos (10%) y cortar la comunicación intencionadamente (10%).

Una cuestión de interés es si la muestra tiene representatividad sobre la población a estudiar en sus características básicas. La imposición de estratificación garantiza la representatividad en los parámetros de edad, sexo y distribución geográfica. Sin embargo, como puede verse en el Cuadro A.1, el nivel de estudios terminados de la muestra es algo superior al de la población de individuos mayores de 18 años. En cuanto a la relación con la actividad económica (Cuadro A.2), la muestra coincide con la población en la proporción de ocupados, pero se observan diferencias en la estructura de la población parada e inactiva. En estos cuadros también se muestra cómo han respondido los diferentes grupos de individuos a las dos preguntas dicotómicas planteadas. P_1 es una variable discreta de la disposición a pagar que toma el valor 1 si el sujeto ha respondido afirmativamente al primer precio ofrecido y 0 en caso contrario. P_2 toma el valor 1 si la respuesta al segundo precio ofrecido es afirmativa y 0 en caso contrario. En los cuadros se presentan las medias de P_i ($X(P_i)$) —esto es, los porcentajes de respuestas afirmativas— para cada grupo de individuos. Estas respuestas se presentan en el Cuadro A.3 para los estratos de ingresos netos personales. En el Cuadro A.4 se encuentran los estadísticos descriptivos de las variables más relevantes.

CUADRO A.1
Respuestas de la disposición a pagar según estudios realizados

| Nivel de Estudios | % Muestra | % Población (*) | $X(P_1)$ | $X(P_2)$ |
|-------------------|-----------|-----------------|----------|----------|
| Sin estudios | 18.6 | 25.8 | 20.1 | 15.3 |
| Primera etapa | 15.6 | 29.4 | 34.4 | 14.9 |
| Graduado escolar | 30.2 | 20.6 | 50.3 | 28.9 |
| BUP/COU | 21.7 | 15.2 | 62.0 | 31.4 |
| Universitarios | 14.0 | 6.8 | 65.3 | 42.3 |
| Otros | — | 2.0 | — | — |

(*) Censo de Población y Viviendas de Canarias 1991, ISTAC.

CUADRO A.2
 Respuestas de la disposición a pagar según relación
 con la actividad económica

| Ocupación | % Muestra | % Población (*) | $X(P_1)$ | $X(P_2)$ |
|-------------|-----------|-----------------|----------|----------|
| Trabajan | 40.1 | 39.2 | 58.7 | 34.3 |
| Parados | 11.2 | 15.1 | 39.0 | 25.0 |
| Jubilados | 7.9 | 9.4 | 11.1 | 11.1 |
| Ama de casa | 26.5 | 22.4 | 38.8 | 17.7 |
| Estudian | 13.1 | 7.5 | 53.3 | 30.6 |
| Otros | 1.2 | 6.1 | 71.4 | 28.5 |

(*) Censo de Población y Viviendas de Canarias 1991, ISTAC.

CUADRO A.3
 Respuestas de la disposición a pagar según ingresos personales netos mensuales
 (miles de pesetas)

| Intervalos | % Muestra | $X(P_1)$ | $X(P_2)$ |
|------------|-----------|----------|----------|
| 0-50 | 52.5 | 38.4 | 21.1 |
| 51-100 | 21.2 | 46.7 | 24.3 |
| 101-150 | 10.5 | 54.7 | 39.6 |
| 151.-200 | 7.9 | 65.0 | 37.5 |
| + 201 | 7.6 | 82.0 | 52.6 |

CUADRO A.4
 Estadísticos descriptivos

| Variable | Media | Desviación estándar | Asimetría | Curtosis | Casos |
|----------|-----------|------------------------|-----------|----------|-------|
| P_1 | 0.46 | 0.49 | 0.12 | 1.01 | 573 |
| P_2 | 0.26 | 0.44 | 1.06 | 2.12 | 573 |
| RBS | 9.0E + 05 | 8.31E + 05 | 1.46 | 4.56 | 504 |
| EDAD | 41.25 | 15.82 | 0.47 | 2.36 | 573 |
| AE | 8.92 | 5.00 | -0.09 | 2.20 | 559 |
| NF | 3.80 | 1.53 | 0.77 | 5.21 | 571 |
| PER | 0.47 | 0.49 | 0.10 | 1.00 | 573 |
| NADA | 0.12 | 0.32 | 2.30 | 6.31 | 573 |
| EXVIST | 0.86 | 0.34 | -2.12 | 5.49 | 573 |

Las respuestas de los individuos a las preguntas de actitud y de opinión formuladas en el cuestionario proporcionan información cualitativa que puede explicar la disposición a pagar por el bien ofrecido. En cuanto a las preguntas de actitud formuladas, sólo un individuo manifestó no haber visitado nunca la zona de estudio. El 56% de los encuestados había visitado alguno de los espacios naturales el último año transcurrido hasta el momento de la entrevista. El 43% del total había estado hacía menos de seis meses en la zona. Entre los motivos de las visitas, el 76% tienen como objetivo el día de campo o la excursión, seguida del camping con el 15%. En cuanto a las preguntas de opinión, el 47% respondió afirmativamente a la pregunta: '¿cree usted que las construcciones de viviendas y locales comerciales hasta el momento actual han perjudicado al paisaje de la zona de la Cumbre?'. A la pregunta acerca de lo que se ha hecho hasta ahora para preservar el paisaje de Gran Canaria en general, las respuestas han sido que se ha hecho mucho (5%), bastante (24%), poco (50%) y nada (12%).

Un problema potencial de los estudios de valoración contingente es la posible autoselección de los encuestados. Las personas con una mayor preferencia por el bien medioambiental ofrecido pueden mostrarse menos reacios a participar respondiendo a la entrevista. El resultado sería una estimación sesgada por la selección implícita en la muestra. Para reducir este sesgo sería conveniente maximizar la tasa de respuestas. Si esto no es posible, es necesario suponer que los individuos que no han participado en el estudio tienen las mismas características muestrales, la misma opinión y la misma valoración que los individuos que han decidido responder a la entrevista. Un factor en contra de la posible selección en nuestra muestra es que el motivo de mayor importancia para no responder no es el desacuerdo con la preservación sino la desconfianza con el medio telefónico para realizar entrevistas. Aun así, no es descartable algún grado de selección en la muestra final que sería conveniente reducir en próximos estudios o, alternatively, obtener información adicional de los que no participan con sus respuestas.

Referencias

- Amemiya, T. (1985): *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, Oxford.
- Bishop, R. C., y Heberlein, T. A. (1979): «Measuring Values of Extramarket Goods: Are Indirect Measures Biased?», *American Journal of Agricultural Economics* 61, pp. 926-930.
- Boyle, J. J.; Welsh, M. P., y Bishop, R. C. (1988): «Validation of empirical measures of welfare change: Comment and extension», *Land Economics* 64, pp. 94-98.
- Bowker, J., y Stoll, J. (1988): «Use of Dichotomous Choice Nonmarket Methods to Value the Whooping Crane Resource», *American Journal of Agricultural Economics* 10, pp. 372-381.
- Braden, J. B., y Kolstad, C. D. (ed) (1991): *Measuring the Demand for Environmental Quality*, North-Holland, Amsterdam.
- Cameron, T. A., y James, M. D. (1987): «Efficient Estimation Methods for 'Closed-Ended' Contingent Valuation Surveys», *The Review of Economics and Statistics* 69, pp. 269-276.

- Cameron, T. A. (1988): «A new paradigm for valuing non-market goods using referendum data: maximum likelihood estimation by censored logistic regression», *Journal of Environmental Economics and Management* 15, pp. 355-379.
- Carson, R. T.; Hanemann, W. M., y Mitchell, R. C. (1986): Determining the demand for public goods by simulating referendums at different tax prices, Working Paper, Universidad de California, San Diego.
- Carson, R. T.; Mitchell, R. C.; Hanemann, W. M.; Kopp, R. J.; Presser, S., y Ruud, P. A. (1992): *A contingent valuation study of lost passive use values resulting from the Exxon Valdez oil spill*, A report to the Attorney General of State of Alaska, noviembre.
- Collet, D. (1991): *Modelling Binary Data*, Chapman and Hall, Londres.
- Cooper, J. C. (1993): «Optimal bid selection for dichotomous contingent valuation surveys», *Journal of Environmental Economics and Management* 24, pp. 25-40.
- Cummings, R.; Brookshire, D. S., y Schulze, W. D. (eds.) (1986): *Valuing Environmental Commodities: An Assessment of the Contingent Valuation Method*, Rowman and Allanfield, Totowa, N. J.
- d'Arge, R. C., y Shogren, J. F. (1989): «Non-market asset prices: A comparison of three valuation approaches», en *Valuation Methods and Policy Making in Environmental Economics*, Folmer, H., y Van Ierland, E. (eds.), Elsevier, Amsterdam.
- Efron, B. (1981): «Non-parametric standard errors and confidence intervals», *Canadian Journal of Statistics* 9, pp. 139-172.
- Hanemann, W. M. (1984): «Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses», *American Journal of Agricultural Economics* 66, pp. 332-341.
- Hanemann, W. M. (1989): «Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete response data: reply», *American Journal of Agricultural Economics* 71, pp. 1057-1061.
- Hanemann, W. M.; Loomis, J., y Kanninen, B. (1991): «Statistical efficiency of double-bounded dichotomous choice contingent valuation», *American Journal of Agricultural Economics* 73, pp. 1255-1263.
- Hoehn, J. P., y Randall, A. (1987): «A Satisfactory Benefit Cost Indicator from Contingent Valuation», *Journal of Environmental Economics and Management* 14, pp. 226-247.
- Johansson, P. O.; Kriström, B., y Maler, K. G. (1989): «A note on welfare evaluations with discrete response data», *American Journal of Agricultural Economics* 71, pp. 1054-1056.
- Kealy, M. J.; Dovidio, F. J., y Rockel, M. L. (1988): «Accuracy in valuation is a matter of degree», *Land Economics* 64, pp. 158-171.
- Knetsch, J. L., y Davis, R. K. (1966): «Comparisons of Methods for recreation evaluation», en *Water Research*, Kneese, A. V., y Smith, S. C., The Johns Hopkins Press, Baltimore.
- Krinsky, I., y Robb, A. L. (1986): «On approximating the statistical properties of elasticities», *Review of Economics and Statistics* 68, pp. 715-719.
- Kriström, B. (1990): «Valuing environmental benefits using the contingent valuation method», Umea Economic Studies 219, University of Umea.
- McFadden, D. (1973): «Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour», en *Frontiers in Econometrics*, Luce, R.; Buch, B., y Galanter, E. (eds.), Academic Press, Nueva York.
- McFadden, D., y Leonard, G. (1992): «Issues in the contingent valuation of environmental goods: Methodologies for data collection and analysis», en *Contingent Valuation: a Critical Assessment*, Cambridge Economics, Inc. Massachusetts.

- Mitchell, R. C., y Carson, R. T. (1989): *Using surveys to value public goods: The contingent valuation method*, Resources for the Future, Washington, D. C.
- Park, T.; Loomis, J., y Creel, M. (1991): «Confidence intervals for evaluating benefits from dichotomous choice contingent valuation studies», *Land Economics* 67, pp. 63-73.
- Patterson, D. A., y Duffield, J. W. (1992): «Comment on Cameron's censored logistic regression model for referendum data», *Journal of Environmental Economics and Management* 19, pp. 275-285.
- Riera, P. (1993): *Rentabilidad social de las infraestructuras: Las Rondas de Barcelona*, Civitas, Madrid.
- Sellar, C.; Stoll, J. R., y Chavas, J. P. (1985): «Validation of empirical measures of welfare change: A comparison of techniques», *Land Economics* 61, pp. 156-157.
- Thayer, M. A. (1981): «Contingent Valuation Techniques for Assessing Environmental Impacts: Further Evidence», *Journal of Environmental Economics and Management* 8, pp. 21-44.

Abstract

The objective of this paper is the estimation of the benefits from preserving the landscape of a group of natural areas placed in the western-centre of Gran Canaria. We use the dichotomous choice contingent valuation method. A telephone survey was carried out to a random sample of 573 individuals taken from the population of Gran Canaria. Several empirical models and welfare concepts which have been proposed in the literature are compared using this data set. The results with these data show that normalized truncated welfare measures are more efficient and reduce the empirical divergence which appears between single and double bounded welfare estimates. Using the best empirical model, the welfare estimate is of 3235 annual pesetas per adult individual, implying an aggregate value of 1644 million pesetas per annum.

*Recepción del original septiembre de 1994
Versión final, enero de 1995*