

INVESTIGACIONES
ECONOMICAS

Investigaciones Económicas

ISSN: 0210-1521

ie@funep.es

Fundación SEPI

España

León, Carmelo J.; Vázquez Polo, Francisco J.
Modelización del aprendizaje en valoración contingente
Investigaciones Económicas, vol. XXIV, núm. 1, enero, 2000, pp. 117-138
Fundación SEPI
Madrid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=17324104>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

MODELIZACIÓN DEL APRENDIZAJE EN VALORACIÓN CONTINGENTE

CARMELO J. LEÓN

FRANCISCO J. VÁZQUEZ-POLO

Universidad de Las Palmas de G.C.

En este trabajo se propone una metodología para la estimación de los beneficios económicos de los bienes ambientales siguiendo el método de valoración contingente desde un punto de vista cuasi bayesiano. El estimador propuesto tiene especial interés para los métodos de licitación iterativos en los que la valoración final se puede interpretar como resultante de un proceso de aprendizaje en las etapas intermedias del proceso de valoración. Se aplica al método dicotómico doble utilizando datos de una muestra de turistas internacionales visitantes de espacios naturales en Gran Canaria. El estimador bayesiano produce resultados coherentes con el método dicotómico simple, es muy robusto a la especificación del modelo a priori, y produce resultados de eficiencia similares a los obtenidos con el método doble.

Palabras clave: espacios naturales, valoración contingente, métodos bayesianos, turismo.

(JEL Q26, C11)

1. Introducción

El valor económico de las acciones conducentes a la conservación y mejora del medio ambiente constituye información relevante para la toma de decisiones sobre el uso alternativo de los recursos. El objetivo de los métodos de medición de los beneficios de los bienes de no-mercado es la estimación del excedente del consumidor. El supuesto fundamental es que la población objeto de estudio se beneficiaría de la opción representada con la política, y por tanto, estaría dispuesta a pagar alguna cantidad monetaria para que esta opción se lleve a cabo. El excedente del consumidor es una variable aleatoria que depende de parámetros

Los autores agradecen los comentarios de dos evaluadores anónimos. Este trabajo forma parte de una investigación financiada por el Plan Nacional de I+D, CICYT, Proyecto AMB96-0857

desconocidos, los cuales son estimados por los métodos empíricos de valoración de no-mercado. Por ejemplo, en el método del coste del desplazamiento, el excedente individual es una función de los parámetros de las curvas de demanda estimadas. De forma similar, en el método de la valoración contingente, el excedente puede estimarse a partir de los parámetros de la función de distribución de la valoración monetaria expresada por los sujetos en la muestra.

El método de la valoración contingente es uno de los métodos más utilizados para la estimación de los beneficios y costes económicos relacionados con los bienes públicos. Ha sido extensamente aplicado a la valoración del medio ambiente, existiendo ya algunos ejemplos en España aplicados al ámbito de los espacios naturales (Azqueta y Pérez y Pérez, 1996). Un aspecto esencial del método es el formato en el que se presenta la pregunta dirigida a la extracción de la valoración monetaria del consumidor individual. Los resultados del análisis pueden ser sensibles al empleo de estos métodos, poniendo en cuestión la validez constructiva de la metodología empleada.

Los métodos de licitación son susceptibles de combinarse entre ellos dando lugar a métodos iterativos. Por ejemplo, el método del cartón de pagos se puede combinar con la pregunta abierta, y el método dicotómico doble consiste en repetir la pregunta binaria del método simple. Todos los métodos conocidos, excepto la pregunta abierta, pueden conducir a datos en intervalos censurados donde la valoración monetaria se define a partir de uno o dos valores de censura. En este trabajo proponemos una metodología bayesiana para el tratamiento de los datos resultantes de procesos de valoración iterativos, como el método dicotómico doble. El proceso iterativo de valoración conlleva una revisión de la valoración monetaria como consecuencia de la necesidad de responder a precios alternativos. El análisis bayesiano permite modelizar el proceso de aprendizaje que el consumidor experimenta en las primeras etapas del proceso de valoración monetaria. Esto es, el excedente del consumidor obtenido como consecuencia de las etapas últimas del proceso de valoración puede interpretarse como una revisión del excedente estimado en las primeras etapas.

El enfoque propuesto se aplica al método dicotómico doble utilizando una muestra de turistas visitantes de unos espacios naturales en Gran Canaria. El método doble fue propuesto por Hanemann (1985) como una alternativa al método simple, susceptible de producir estimadores más eficientes. Hanemann *et al.* (1991) demostraron teóricamente

la mayor eficiencia del método doble. Sin embargo, resultados más recientes de la aplicación del método han producido algunas dudas acerca de su validez constructiva. Harrison y Kriström (1995) sostienen que el método doble no es compatible con los incentivos y no produce respuestas consistentes con otros métodos. Por otro lado, Cameron y Quigguin (1994) obtienen inconsistencias entre las respuestas a la primera y segunda preguntas binarias utilizando datos del trabajo de Imber *et al.* (1991), reconocido como uno de los estudios más cuidadosos que se han realizado en la aplicación del método de valoración contingente. Estas divergencias también se encuentran en Hanemann *et al.* (1991) y León (1995). El problema principal de estos resultados es que resulta difícil encontrar un fundamento teórico que los justifique. En teoría, las respuestas a la segunda pregunta deberían ser coherentes con las respuestas a la primera pregunta.

Existen diversas hipótesis que pueden explicar las divergencias entre las respuestas a las preguntas de los métodos iterativos.¹ Una posible explicación está en el proceso de aprendizaje ante precios de mercado alternativos. En este sentido, la hipótesis del aprendizaje en el método de la valoración contingente ha sido formulada teóricamente por Crocker y Shogren (1991), deduciéndose que cuando los individuos no conocen perfectamente sus preferencias, la máxima disposición a pagar por un bien ambiental es constante o decreciente a medida que el proceso de elección evoluciona en un contexto multietápico. Estos autores comprobaron esta hipótesis por medio de un experimento controlado, con la conclusión de que los estudios de valoración contingente que no den cabida a la formación de preferencias dan lugar a valoraciones excesivamente altas. En otro trabajo, Alberini *et al.* (1997) estudian la hipótesis de cambio estructural para el método dicotómico doble, según la cual la disposición a pagar en la segunda pregunta es distinta que en la primera, debido al cambio en el contenido informativo del mercado construido como consecuencia de la variación del precio en la segunda pregunta. Los resultados parecen apoyar la hipótesis de Crocker y Shogren (1991), puesto que el parámetro que define el cambio estructural es negativo, esto es, la disposición a pagar se reduce, pero es significativo sólo para una de las muestras analizadas.

¹Para una revisión puede verse Alberini *et al.* (1997). Pueden resumirse en las siguientes: i) la tendencia a repetir la respuesta (sí o no), ii) el efecto del punto de partida, iii) la confusión experimentada en la segunda pregunta (heteroscedasticidad), y iv) la posible variación en la percepción de las reglas que definen el mercado construido, o cambio estructural.

En este trabajo se parte de la hipótesis de que los métodos de licitación iterativos, como el método dicotómico doble, pueden ayudar a la formación de preferencias de los individuos, que posicionarían su demanda ante precios alternativos. Esta hipótesis podría tropezar con el conocido problema del sesgo de anclaje, esto es, la influencia del precio de salida en la respuesta final sobre la valoración monetaria. Este es un problema general para los métodos binarios, que puede ser abordada con una modelización de tipo bayesiana, como proponen Herriges y Shogren (1996). Según estos autores, la distribución a priori de los individuos se revisa a medida que aparecen nuevos precios en las preguntas binarias iterativas, de modo que la respuesta final aparece influida por una combinación lineal del valor verdadero y el vector de precios. Sin embargo, la modelización realizada por estos autores no recurre al teorema de Bayes para derivar las distribuciones a posteriori, con lo cual no es posible representar adecuadamente el efecto de los precios iterativos. Por tanto, la aplicación de una metodología estrictamente bayesiana podría proporcionar una interpretación coherente de la valoración monetaria obtenida en contextos iterativos, al facilitar la modelización tanto del proceso de aprendizaje como del efecto de anclaje. En contraste con otros enfoques utilizados en la literatura, el enfoque bayesiano propuesto en este trabajo i) no impone consistencia entre las etapas del proceso iterativo, y ii) las respuestas a las preguntas iterativas se suponen referidas al mismo parámetro de interés, esto es, la media de la disposición a pagar.

2. El modelo

La valoración contingente persigue la obtención del excedente del consumidor a través de un cuestionario dirigido a la población relevante. Dependiendo del contexto del bien objeto de estudio, el excedente puede obtenerse a partir de la máxima disposición a pagar o la mínima disposición a aceptar. El formato de la pregunta de valoración juega un papel esencial en el proceso de valoración individual debido a que puede influir en las respuestas y puede dar lugar a datos censurados. Cuando se tienen datos censurados, el excedente del consumidor es una variable latente que no es directamente observada por el investigador. La utilización de información a priori, bien de fuentes alternativas, o bien de las etapas iniciales del proceso de valoración puede ayudar a mejorar las estimaciones obtenidas.

2.1 El parámetro de interés

Un aspecto a considerar en el análisis de los resultados es la definición del parámetro de interés sobre el que ha de basarse la inferencia poblacional. Desde el punto de vista del análisis coste-beneficio, el estadístico de interés es la media y no la mediana. El producto de la media por el tamaño poblacional representa la cantidad que se obtendría si se exigiese la máxima disposición a pagar a cada sujeto de la población.² Por supuesto, la media se puede estimar tanto por métodos paramétricos como no paramétricos. En términos generales, la media es una función de las observaciones muestrales y de los parámetros del modelo considerado para representar la evidencia empírica. Considerando el método dicotómico, sea B el primer precio ofrecido, y B^u, B^l los correspondientes precios superior e inferior resultantes de las respuestas al primer precio. Para cada precio de salida resultan los siguientes intervalos: $(B, B^u), (B^l, B), (B^u, \infty), (0, B^l)$. Consideremos una pregunta binaria adicional, y sea B^{uu}, B^{ul} los precios superior e inferior para $i = u, l$. Entonces se tienen los siguientes intervalos en la tercera etapa: $(B, B^{ul}), (B^{lu}, B), (B^{uu}, \infty), (0, B^{ll}), (B^{ll}, B^l), (B^l, B^{lu}), (B^{ul}, B^u), (B^u, B^{uu})$. El número de intervalos depende del número de precios de salida ofertados en la muestra y del número de etapas consideradas. En general, si se ofertan n posibles precios de salida, y tienen lugar m iteraciones de precios, tenemos $k = n2^m$ posibles intervalos o categorías en los que queda dividido el espacio de precios que contiene el parámetro de interés. Dado que cada sujeto de la muestra recibe un sólo precio de salida, las respuestas muestrales quedan distribuidas en los intervalos posibles. En tal situación, si notamos por θ_i la proporción de la población que esté en la categoría i de disponibilidad a pagar, y notamos por B_i la marca de clase de cada una de ellas, el estimador noparamétrico simple para la media poblacional será:

$$\lambda = \sum_{i=0}^k B_i \theta_i, \quad [1]$$

El análisis bayesiano permite combinar la información a priori con las observaciones muestrales resultantes de los métodos iterativos de licitación. Por ejemplo, en el método dicotómico doble la primera

²Aunque desde el punto de vista teórico la media sea preferible, desde el punto de vista empírico este parámetro es relativamente más sensible que la mediana al supuesto sobre la forma funcional, por lo que puede aconsejarse la utilización de este último en la estimación por métodos clásicos.

pregunta puede ser utilizada como información inicial sobre la media de la disposición a pagar que es revisada a continuación mediante la inclusión de la información proporcionada por la segunda pregunta.

2.2 Modelización a priori

La utilización de una metodología bayesiana requiere especificar la función de probabilidad a priori y la función de verosimilitud, que una vez combinadas, permiten definir la distribución a posteriori vía teorema de Bayes. La información a priori sobre λ procede de las respuestas a los precios precedentes del proceso de valoración iterativo. Esta información esté contenida de alguna forma en los intervalos finales en los que queda comprendida la disposición a pagar. Sea $F(B)$ la función de distribución acumulada que representa las observaciones muestrales de la primera etapa del proceso de valoración. Si suponemos que las valoraciones monetarias son no negativas, entonces una estimación a priori de la media del modelo viene dada por $\lambda_0 = \int_0^\infty F(B)dB$.

La media de la disposición a pagar λ es una variable aleatoria que depende de parámetros desconocidos y de la forma funcional especificada por $F(B)$. La mayoría de las aplicaciones ajustan una función de tipo logístico o normal a partir de las observaciones muestrales. La especificación de funciones de distribución rígidas de este tipo puede presentar el problema de no representar correctamente la distribución empírica, conduciendo a errores en la especificación de la valoración media a priori. Una forma de relajar el supuesto de la forma funcional es la consideración de la función gamma generalizada, que tiene la siguiente expresión para la densidad:

$$\pi(w) = \frac{|\delta|}{\Gamma(\delta^{-2})} (\delta^{-2})^{\delta^{-2}} \exp[\delta^{-2}(\delta w - e^{\delta w})], \quad [2]$$

donde $w = (\ln(B) - \alpha)/\sigma$, α , σ , y δ son constantes positivas. Esta formulación es una reparametrización de la versión de Stacy (1962), que resulta de considerar $\alpha = \mu + b \ln(\kappa)$, $\sigma = \frac{b}{\sqrt{\kappa}}$, $\delta = \frac{1}{\sqrt{\kappa}}$. Esta distribución permite probar la validez de las especificación contenidas dentro de la familia. Así, si $\sigma = \delta = 1$ se tiene la distribución exponencial, si $\sigma = 1$ la distribución gamma simple, si $\delta = 1$ la distribución Weibull, y si $\delta = 0$ se tiene la distribución log-normal.

De forma alternativa, se puede considerar una función de máxima entropía como especificación de la densidad a priori (Jaynes (1968) y

León y Vázquez-Polo (1998)). Esta especificación es poco restrictiva debido a que incorpora la menor cantidad posible de información acerca del modelo estadístico que genera la media de la disposición a pagar en la primera etapa de la valoración iterativa.

2.3 La verosimilitud

El método de valoración iterativo conduce a k diferentes categorías o intervalos para la disposición a pagar, que podemos notar por: C_0, C_1, \dots, C_k . Si por θ_i ($i = 0, \dots, k$) notamos la proporción de la población cuya valoración monetaria está comprendida en el intervalo i , en una muestra de tamaño r , observaremos r_i elementos en cada clase C_i . El modelo de verosimilitud puede representarse por una verosimilitud muestral, en cada etapa s , del tipo multinomial:

$$L_s(\theta_0, \dots, \theta_k) = \frac{r!}{r_0! \cdot \dots \cdot r_k!} \prod_{i=0}^k \theta_i^{r_i} \quad (s = 1, 2, \dots). \quad [3]$$

Dado que el parámetro de interés no es cada uno de los θ_i , sino una combinación lineal de los mismos definida por $\lambda = \sum_{i=0}^k B_i \cdot \theta_i$, la aplicación de una metodología bayesiana clásica requiere asignar una densidad a priori para cada uno de los parámetros desconocidos θ_i , o bien para el parámetro $(k+1)$ -dimensional $(\theta_0, \dots, \theta_k)$ (como puede ser una densidad conjugada Dirichlet). Parece claro que a medida que aumente el número de clases consideradas en el espacio paramétrico, la posibilidad de asignar una densidad a priori multivariante se hace cada vez más difícil e imprecisa. Por tanto, la aplicación directa del teorema de Bayes en este contexto precisa que tanto la verosimilitud $L_s(\theta_0, \dots, \theta_k)$ como la densidad a priori en la etapa s , $\pi^{s-1}(\lambda)$, estén referidas al mismo parámetro desconocido.

El problema principal consiste en encontrar una verosimilitud que pueda combinarse con la información a priori extraída de la etapa precedente del proceso iterativo para el parámetro λ . Este problema puede ser salvado utilizando una verosimilitud inducida, en la línea de los trabajos de McCray (1984) y Cano *et al.* (1986).

En el Apéndice 1 se prueba, de forma simplificada, que es posible construir una función de verosimilitud inducida para funciones de los parámetros que estén definidos en condiciones regulares. En este caso, la función paramétrica es $\lambda = \phi(\theta_0, \dots, \theta_k) = \sum_{i=0}^k B_i \cdot \theta_i$, resultando

la verosimilitud modificada como:

$$L_s^*(\lambda) = \max_{\phi^{-1}(\{\lambda\})} L(\theta_0, \dots, \theta_k), \quad [4]$$

donde $\phi^{-1}(\{\lambda\}) = \{(\theta_0, \dots, \theta_k) \mid \sum_{i=0}^k \theta_i = 1 \text{ y } \sum_{i=0}^k B_i \cdot \theta_i = \lambda\}$, en cada etapa $s = 1, 2, \dots$

Esta verosimilitud puede ser calculada discretizando el espacio paramétrico Λ . En la práctica, una discretización de en torno a 500 puntos para obtener la verosimilitud modificada es más que suficiente. Obsérvese que para cada valor de λ el problema de maximización no lineal a resolver para obtener su verosimilitud no es inmediato, de hecho, es necesario pasar a su problema dual para obtenerla.

Una vez obtenida la verosimilitud, estamos en condiciones de utilizar el teorema de Bayes para modificar la información inicial, o a priori, junto con la información muestral resultante del proceso iterativo, mediante la expresión

$$\pi^s(\lambda | \text{datos en etapa } s) = \left\{ \left(\prod_{i=0}^{s-1} L_{s-i}^*(\lambda) \right) \cdot \pi^0(\lambda) \right\} \left\{ \int_{\Lambda} \left(\prod_{i=0}^{s-1} L_{s-i}^*(\mu) \right) \cdot \pi^0(\mu) d\mu \right\}^{-1}, \quad [5]$$

donde π^0 es la distribución gamma generalizada obtenida mediante (2). En el caso discreto, el operador integrando se sustituye por el de sumación.

3. Aplicación

El caso de estudio tiene por objetivo la medición de los beneficios del uso turístico de un conjunto de espacios naturales ubicados en el centro-occidente de Gran Canaria. La zona comprende los espacios de Tamadaba, Cumbres, Cuenca de Tejeda, e Inagua, y se describe más extensamente en León (1995). La zona considerada es objeto de visitas de turistas nacionales e internacionales. Por tanto, puede considerarse un atributo medioambiental del producto turístico, cuya preservación puede ser relevante para la sustentabilidad de la industria turística a largo plazo.

El estudio de la demanda turística de estos espacios naturales se ha llevado a cabo a partir de una encuesta diseñada siguiendo el método

de valoración contingente. La población objeto de estudio es por tanto la población de turistas que realizan al menos una visita a los espacios naturales durante su estancia en Gran Canaria. Los beneficios expresados por esta población son beneficios derivados de los servicios proporcionados por los espacios naturales, los cuales pueden deberse al consumo realizado en el momento de la visita, o bien a motivos de opción, o de existencia. El sistema de encuesta elegido ha sido el de entrevista personal. Este sistema se considera idóneo para la metodología aplicada, pues permite incorporar instrumentos visuales, y explicar mediante textos los detalles del mercado construido. Las entrevistas fueron llevadas a cabo por encuestadores profesionales con experiencia pertenecientes a una empresa especializada en trabajos de campo y estudios de opinión, con fluencia en al menos dos idiomas.

La muestra constó de 748 entrevistas en seis idiomas: español, inglés, alemán, francés, italiano, y holandés. La encuesta se pasó entre el 15 de agosto y el 15 de octubre de 1994. En un principio se intentó imponer una distribución de submuestras por nacionalidades tomando como parámetros las proporciones de turistas entrados en la isla de Gran Canaria en el verano. Sin embargo, la baja afluencia de turistas de algunas nacionalidades como la francesa, la belga, y la italiana, condujo a un reajuste en favor de unas proporciones que reflejasen los flujos reales de visitantes. El muestreo fue aleatorio con estratificación por tres grupos de edades y sexo. Se tomaron observaciones de todo tipo de visitantes, incluyendo los que viajaban en autobuses, en coche, en taxi, o a pie. Los visitantes fueron abordados al abandonar la zona de los espacios naturales, esto es, justo cuando se encontraban próximos a finalizar la visita y habían tomado conocimiento y experiencia del lugar.

En general, la estructura del cuestionario utilizado se caracteriza por contener una parte central donde se presentan los elementos del mercado construido. Después de tres encuestas piloto de unas 25 observaciones cada una, el bien valorado fue finalmente definido como el disfrute del espacio experimentado durante la visita. Por lo tanto, se puso a los turistas ante un posible precio de entrada para disfrutar de la zona de estudio, de tal forma que la cantidad de dinero pagada reflejase la máxima satisfacción personal por la visita. Este medio de pago aumenta el realismo del mercado construido, pero puede incrementar las protestas de los entrevistados debido al cambio de los derechos de propiedad actuales de uso turístico. Las cantidades globales recauda-

das por las entradas se justificaban por la necesidad de financiar el mantenimiento y la preservación de los valores naturales y ecológicos de la zona. Los sujetos fueron informados mediante fotografías y descripciones verbales del valor ecológico de los recursos contenidos en los espacios.

CUADRO 1
Intervalos de precios (en pesetas) y frecuencias observadas (entre paréntesis)

| Precio de salida | Respuestas | | | | n_i |
|------------------|----------------|-------------------|-------------------|----------------|-------|
| | (sí, sí) | (sí, no) | (no, sí) | (no, no) | |
| 200 | +300 (24) | 200-300 (28) | 100-200 (4) | 0-200 (4) | 60 |
| 300 | +500 (16) | 300-500 (18) | 200-300 (14) | 0-300 (4) | 52 |
| 500 | +800 (17) | 500-800 (23) | 300-500 (15) | 0-500 (2) | 57 |
| 800 | (+1000) (9) | 800-1000 (25) | 500-800 (16) | 0-800 (5) | 55 |
| 1000 | +2000 (8) | 1000-2000 (24) | 500-1000 (9) | 0-1000 (6) | 47 |
| 1500 | +3000 (7) | 1500-3000 (16) | 800-1500 (14) | 0-1500 (12) | 49 |
| 2000 | +4000 (3) | 2000-4000 (9) | 1000-2000 (13) | 0-2000 (11) | 36 |
| 3000 | +4000 (3) | 3000-4000 (9) | 1500-3000 (15) | 0-3000 (14) | 41 |
| 4000 | +6000 (2) | 4000-6000 (5) | 2000-4000 (9) | 0-4000 (19) | 35 |
| n_i | 89 | 157 | 109 | 77 | 432 |

Un elemento del diseño de la pregunta de valoración monetaria es la especificación del método de licitación. El método dicotómico requiere un vector de precios para su distribución aleatoria en la muestra. Dada la necesidad de información de la disposición a pagar implícita en el vector de precios, se realizaron dos etapas de muestreo. Una primera submuestra de 222 turistas de todas los países de origen recibió un tratamiento de pregunta abierta, cuyos resultados sirvieron de base para la determinación del vector de precios siguiendo el método de Cooper (1994). El resto de la muestra total (526) recibió un tratamiento dicotómico doble. El espacio de tiempo entre ambas submuestras se redujo a tres días. En el método doble, el valor subjetivo individual queda comprendido en unos intervalos útiles para la estimación de los estadísticos de la disposición a pagar. En el Cuadro 1 se presentan las frecuencias observadas para los intervalos de precios. Para aque-

llos turistas que no estaban dispuestos a pagar ninguna cantidad, se les preguntó los motivos de esta respuesta. Una vez identificados los sujetos que argumentaban motivos de protesta para oponerse al pago, la muestra del método dictómico se redujo a 432 observaciones.

4. Resultados

La aplicación de la metodología bayesiana propuesta se realiza a partir de las observaciones muestrales de los turistas que han visitado los espacios naturales durante su estancia en Gran Canaria. La estimación de los beneficios de uso turístico ha de basarse en la modelización de las respuestas a las preguntas de la disposición a pagar por la entrada a los espacios naturales. Dado que el proceso de licitación utilizado es iterativo, el valor final obtenido se interpreta como una revisión de la disposición a pagar expresada en las primeras etapas del proceso. La modelización del método doble es sencilla en este contexto, pues la información a priori se expresa en la primera etapa de la licitación, mientras que la segunda etapa genera el valor monetario finalmente expresado, o información a posteriori. A continuación se presentan los resultados de la modelización a priori, el método doble convencional, y la estimación bayesiana.

4.1 Distribución a priori

La selección del modelo a priori para la representación de las respuestas a la primera pregunta binaria debe observar cuidadosamente la sensibilidad de los resultados a la elección de la especificación de la función de distribución. Una alternativa factible es la utilización de métodos no paramétricos, como el de Kriström (1990). En este trabajo se utiliza una función de distribución altamente flexible del tipo gamma generalizada, que permite discriminar entre especificaciones alternativas dentro de la misma familia. Las especificaciones paramétricas tienen las siguientes ventajas frente a los métodos no paramétricos: i) permiten imponer una estructura teórica a la función de probabilidad que sirve de base para la extrapolación en las colas de la distribución empírica, y ii) tienen una menor influencia de los datos observados, los cuales pueden estar sujetos a errores sustanciales de observación en puntos concretos de la distribución.

El Cuadro 2 presenta los resultados de la estimación de la función de distribución gamma generalizada para los datos agregados y para las

CUADRO 2
Estimaciones de los parámetros para el método simple
(Gamma generalizada, errores estándar entre paréntesis)

| Parámetros | Agregados | Alemania | Reino Unido | España | Holanda |
|------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| α | 7.917508 (0.55342) | 6.65367 (0.86974) | 8 34186 (0 83822) | 7.91654 (0 35105) | 11.69066 (58.0996) |
| σ | 0 998957 (0.62795) | 1.456194 (0 28004) | 0.14568 (1 47559) | 0.150911 (0.34136) | 1.305149 (92.5574) |
| δ | 1 933332 (1.675201) | -0.41103 (1 4697) | 13.80447 (139.8991) | 8.313035 (19.5677) | 3.696031 (262 018) |
| Log L | -259.40 | -131 81 | -73.13 | -17.73 | -20 02 |

CUADRO 3
Estimaciones para modelizar densidades a priori (errores estándar entre paréntesis)

| Parámetros | Agregados (Gamma) | Alemania (Gamma) | Reino Unido (Gamma) | España (Log-Normal) | Holanda (Exponencial) |
|------------|-----------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|--------------------------|
| α | 7.916645 (0.19147) | 7.7628186 (0.258372) | 7 993866 (0.406578) | 6 847801 (0 22647) | 7.943138 (0 322223) |
| σ | 1 | 1 | 1 | 093756 (0 27344) | 1 |
| δ | 1.930599 (0.3105) | 1.688288 (0.46228) | 2.226631 (0 61196) | | |
| Log L | -259.40 | -132.95 | -73.619 | -18 03 | -22.18 |
| Mediana | 1193 | 1170 | 1081 | 941 | 1952 |
| Media | 1901 | 1784 | 1848 | 1461 | 2816 |

distintas submuestras por países de origen de los turistas. El parámetro δ no es significativamente distinto de cero en ninguno de los casos considerados. Por otro lado, el parámetro σ no es significativamente distinto de la unidad para el modelo agregado y para la submuestra de los turistas alemanes. De acuerdo a estos resultados, la distribución gamma generalizada no es una representación adecuada de los datos. El modelo gamma simple puede ser adecuado para los turistas alemanes y para toda la muestra. La hipótesis $\sigma = 1$ que conduce el modelo gamma simple fue probada para todos los casos utilizando un test LM (multiplicador de Lagrange). Esta hipótesis no pudo ser rechazada al 90 % para el modelo agregado y de los países de Alemania y Reino Unido. En el Cuadro 3 se presentan las estimaciones de los parámetros

de los modelos escogidos para la representación de las distribuciones de las respuestas a la primera pregunta binaria. Los resultados de la media y de la mediana permiten definir los parámetros de la distribución a priori de la media de la disposición a pagar. En comparación con los valores promedio del modelo de datos agregados, puede verse como la media a priori es más baja para el modelo correspondiente a los turistas del resto de España, y mucho más alta para los turistas holandeses.

4.2 Método doble

CUADRO 4
Estimaciones de los parámetros para el método doble general
(Lognormal, errores estándar entre paréntesis)

| Parámetros | Agregados | Alemania | Reino Unido | España | Holanda |
|------------|------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-------------------------|
| α | 6 690404 (0.05438) | 6 73766 (0.07616) | 6 601729 (0.09957) | 6.60772 (0 14930) | 7.009753 (0 20994) |
| β | 1.019958 (0 046227) | 1.02047 (0 06617) | 0 985266 (0 08163) | 0.83435 (0.11974) | 1.0863803 (0.171115) |
| Log L | -634.57 | -315.48 | -178.94 | -54.57 | -53.02 |
| Mediana | 804 | 843 | 736 | 740 | 1107 |
| Media | 1353 | 1419 | 1196 | 1049 | 1997 |

La distribución a posteriori resulta del proceso iterativo de valoración monetaria, esto es, de la consideración de la segunda pregunta binaria de la disposición a pagar. Una vez especificado el intervalo en el que se encuentra cada individuo de la muestra, es posible construir una función de verosimilitud, cuya maximización permite derivar los parámetros de la función de distribución (véase León (1996a)). La especificación gamma generalizada para la versomilitud condujo a la distribución lognormal como la mejor especificación en todos los modelos considerados. Los resultados de este modelo doble censurado se presentan en el Cuadro 4 por países de origen y para toda la muestra. Puede verse como la mediana es inferior a la media en todos los casos debido a la concentración de la masa de probabilidad en los valores más cercanos al origen. La comparación con los resultados de la modelización de la primera pregunta binaria permite concluir que el proceso de valoración iterativo ha conducido a una reducción sustancial de la disposición a pagar, que oscila entre el 35% para el modelo de los turistas británicos y el 20% para el modelo de los turistas ale-

manes. Este resultado sugiere la existencia de inconsistencia entre las dos etapas del proceso de licitación, pues las estimaciones habrían de arrojar resultados semejantes en cada etapa. Sin embargo, en esta estimación partir de los datos del método doble no se ha considerado el proceso de aprendizaje implícito en el proceso iterativo de valoración, que debe ser aproximado mediante una modelización bayesiana.

4.3 Estimación bayesiana

CUADRO 5
Asignación de densidades a priori para λ

| Nacionalidad | Tamaño muestral | Densidad a priori | |
|--------------|-----------------|-------------------------------|-------------------------------------|
| | | Caso poco informativo | Caso informativo |
| Todos | 432 | Máxima entropía media=1901 | Gamma media=1901 mediana=1193 |
| Alemania | 227 | Máxima entropía media=1784 | Gamma media=1784 mediana=1170 |
| Reino Unido | 118 | Máxima entropía media=1848 | Gamma media=1848 mediana=1081 |
| España | 38 | Máxima entropía media=1461 | Gamma media=1461 mediana=941 |
| Holanda | 33 | Máxima entropía media=2816 | Gamma media=2816 |

La estimación bayesiana requiere la especificación de una función de distribución a priori. En este trabajo se consideran dos estrategias alternativas para los diferentes grupos considerados en la muestra, tal y como se resume en el Cuadro 5. Una primera alternativa consiste en la formulación de una función de máxima entropía a partir de la media de la disposición a pagar resultante de la modelización de la primera pregunta binaria (León y Vázquez-Polo, 1998). Esta función de máxima entropía impone pocas restricciones a la forma de la distribución a priori, y puede considerarse como un caso poco informativo. La forma de la función de densidad de máxima entropía se hace más plana a medida que aumenta el valor a priori hasta el valor medio del dominio de la disposición a pagar. La segunda alternativa consiste en la especificación de una distribución paramétrica a partir de los resultados de la modelización de la primera pregunta binaria con base en

la distribución gamma generalizada. Estos modelos son más rígidos en cuanto a la forma de la distribución a priori, y pueden denominarse como el caso informativo.

Por otro lado, la utilización del enfoque bayesiano requiere también la especificación de una cota superior para el rango de la disposición a pagar. Existen diversos argumentos de carácter teórico y empírico que aconsejarían el truncamiento de la distribución (León (1996b), Haab y McConnell (1998)). Así, el truncamiento es aconsejable si el investigador no pretende observar la disposición a pagar por encima de una cota predeterminada, y por tanto, el vector de precios distribuido en la muestra ha sido diseñado con el objetivo de cubrir un rango de valores en el eje real. La acotación es también propicia si se tienen observaciones anómalas e influyentes en las colas de la distribución empírica. Existen diversas estrategias para determinar la cota superior, tales como el máximo precio ofertado, o el valor para el cual la probabilidad de una respuesta afirmativa alcanza el 5%. En este trabajo se ha escogido la cota superior como el valor para el cual la probabilidad de una respuesta afirmativa en la distribución a priori se aproxima a cero. Este valor se sitúa en torno a las 8000 pesetas para el modelo de toda la muestra. Por lo tanto, de acuerdo a la información a priori, existe una probabilidad muy baja —cercana a cero— de que algún turista esté dispuesto a pagar una cantidad por encima de esta cota en concepto de entrada a los espacios naturales considerados en este trabajo.

Los Cuadros 6 y 7 presentan los resultados de la estimación de los cuantiles a posteriori siguiendo la estimación bayesiana para los casos poco informativo e informativo respectivamente. Puede verse que los turistas de Alemania y Holanda presentan valoraciones monetarias por encima de la media de la muestra, mientras que los turistas del Reino Unido y del resto de España se sitúan por debajo. Los resultados prueban que existen diferencias poco relevantes entre ambos casos de la especificación de la distribución a priori. Las diferencias son ligeramente más acentuadas para el caso de los turistas del resto de España y de Holanda, pues se utilizan funciones de distribución a priori más rígidas que la función gamma empleada en el resto de los casos. En general, cabe concluir que la metodología bayesiana resulta muy robusta a la especificación del modelo a priori, lo cual se puede explicar por el alto peso que impone la información muestral a posteriori. Por otro lado, los resultados de la media de la disposición a pagar obtenidos con el estimador bayesiano se aproximan a los resultantes de la mode-

lización paramétrica de la primera pregunta dicotómica, al contrario de lo ocurrido con el método doble censurado. Por tanto, el método bayesiano ofrece una mayor consistencia con la primera etapa del proceso de valoración iterativo. Las posibles divergencias obtenidas entre el método simple y el método doble se reducen con la modelización del proceso de aprendizaje implícito en los resultados del método doble.

CUADRO 6
Cuantiles a Posteriori para λ para el escenario poco informativo

| | Agregados | Nacionalidades | | | |
|--------------|-----------|----------------|-------------|---------|---------|
| | | Alemania | Reino Unido | España | Holanda |
| Media | 1871 33 | 2010.08 | 1555.06 | 1673 60 | 2563 85 |
| Desv. típica | 94 93 | 133.62 | 156.91 | 290.20 | 381 34 |
| Percentiles | | | | | |
| q_{10} | 1748.31 | 1839.19 | 1354.69 | 1311.47 | 2072.20 |
| q_{20} | 1788.41 | 1895 18 | 1416.83 | 1417.23 | 2227 72 |
| q_{30} | 1817.75 | 1936 30 | 1463.34 | 1498.35 | 2343 43 |
| q_{40} | 1843.12 | 1971 92 | 1504.23 | 1571 11 | 2444.41 |
| q_{50} | 1867.07 | 2005.62 | 1543 39 | 1641.91 | 2540 46 |
| q_{60} | 1891 24 | 2039.70 | 1583 49 | 1715.42 | 2638.00 |
| q_{70} | 1917 35 | 2076.58 | 1627.41 | 1797 16 | 2743.90 |
| q_{75} | 1931.92 | 2097 18 | 1652.20 | 1843.69 | 2803 06 |
| q_{80} | 1948.23 | 2120.26 | 1680.16 | 1897 77 | 2869.51 |
| q_{85} | 1967 38 | 2147 38 | 1713.33 | 1960.33 | 2947 69 |
| q_{90} | 1991.65 | 2181.80 | 1755.82 | 2042 84 | 3046.92 |
| q_{99} | 2097.36 | 2332.01 | 1946.70 | 2452.37 | 3499 22 |

CUADRO 7
Cuantiles a Posteriori para λ para el escenario informativo

| | Agregados | Nacionalidades | | | |
|-------------|-----------|----------------|-------------|---------|---------|
| | | Alemania | Reino Unido | España | Holanda |
| Media | 1872.41 | 2014 19 | 1557 62 | 1648.95 | 2555 68 |
| Desv típica | 95 02 | 133.80 | 157.60 | 286.16 | 380.42 |
| Percentiles | | | | | |
| q_{10} | 1749 30 | 1841.11 | 1356.41 | 1291 84 | 2065.23 |
| q_{20} | 1789 43 | 1897 17 | 1418 81 | 1395.78 | 2220 29 |
| q_{30} | 1818.79 | 1938 33 | 1465 52 | 1475.68 | 2335 65 |
| q_{40} | 1844.18 | 1974.00 | 1506 57 | 1547 39 | 2436.45 |
| q_{50} | 1868.14 | 2007.74 | 1545 91 | 1617.24 | 2532.30 |
| q_{60} | 1892.34 | 2041 86 | 1586.19 | 1689.87 | 2629 62 |
| q_{70} | 1918.47 | 2078 77 | 1630.32 | 1770.62 | 2735 29 |
| q_{75} | 1933 05 | 2099 40 | 1655.20 | 1816 79 | 2749 44 |
| q_{80} | 1949 37 | 2122 51 | 1683.33 | 1869.31 | 2860 79 |
| q_{85} | 1968.53 | 2149.63 | 1716.57 | 1932 08 | 2938 65 |
| q_{90} | 1992 84 | 2184.09 | 1759.23 | 2013 75 | 3037.96 |
| q_{99} | 2098 61 | 2334 55 | 1951 17 | 2415.00 | 3487.56 |

El análisis de los bienes ambientales, como los espacios naturales, se ha de basar no sólo en la estimación puntual de los beneficios económicos sino también en la eficiencia de los estimadores. La comparación de los resultados de eficiencia de las metodologías consideradas se presenta en los Cuadros 8 y 9. Los intervalos de confianza para las estimaciones del Cuadro 8 han sido calculados utilizando el método de Monte Carlo propuesto por Krinsky y Robb (1986) con 1000 repeticiones. Como ha sido demostrado en Hanemann et al. (1991), el método doble es más eficiente que el método simple, y ésta es precisamente su principal ventaja. La ganancia en eficiencia se debe a que la segunda pregunta proporciona más información de la disposición a pagar individual. En el Cuadro 9 se muestran las regiones de confianza al 90% para el método dicotómico bayesiano, considerando los casos poco informativo, e informativo. El caso informativo, esto es, la consideración de una estructura paramétrica poco flexible en la distribución a priori, produce una modesta reducción de la amplitud de los intervalos en todos los casos considerados, siendo mayor para el modelo de los turistas del resto de España. Por tanto, la especificación de la información de la distribución a priori no tiene efectos determinantes en la eficiencia del estimador bayesiano.

CUADRO 8
Intervalos de confianza al 90% para λ

| Nacionalidades | Método Simple | | Método Doble | |
|----------------|---------------|----------|--------------|----------|
| | Intervalo | Amplitud | Intervalo | Amplitud |
| Agregado | [1619,2281] | 662 | [1210,1525] | 315 |
| Alemania | [1464,2222] | 758 | [1207,1660] | 453 |
| Reino Unido | [1242,2739] | 1497 | [997,1467] | 469 |
| España | [860,2772] | 1912 | [775,1444] | 669 |
| Holanda | [1657,4689] | 3032 | [1266,3310] | 2044 |

CUADRO 9
Regiones creíbles al 90% para λ

| Nacionalidades | Intervalo (Prob $\{L \leq \lambda \leq U\}=0.99$) | | | |
|----------------|--|----------|-------------------|----------|
| | Caso Informativo | Amplitud | Caso poco inform | Amplitud |
| Agregado | [1716 66,2029.19] | 312 53 | [1713.29,2027.98] | 314 69 |
| Alemania | [1795.71,2235.79] | 440.08 | [1790 47,2239.72] | 449.25 |
| Reino Unido | [1307.01,1824.10] | 517.09 | [1303.11,1828 37] | 525.26 |
| España | [1212 25,2140 96] | 928.71 | [1230 44,2171.97] | 941.53 |
| Holanda | [1941.67,3187.48] | 1245.81 | [1948 50,3196.91] | 1248 41 |

En cuanto a la comparación de la estimación bayesiana con el método doble de intervalos censurados, puede verse que el primer método

produce resultados muy similares para toda la muestra, y se producen ganancias de eficiencia para las submuestras de Alemania y Holanda. Sin embargo, en los casos del Reino Unido y España el método doble censurado resulta más eficiente porque no modeliza la alta probabilidad de valoraciones cero en estas submuestras (25% y del 24% respectivamente). El método bayesiano considera correctamente estas observaciones en la verosimilitud muestral, dando lugar a una distribución a posteriori más coherente con la dispersión existente en los datos de la primera pregunta binaria. Por otro lado, las distribuciones a priori utilizadas para estos mercados de origen no pueden considerarse una representación adecuada de los datos debido a que no modelizan la concentración de la probabilidad en los valores cero. En términos generales, siempre que la distribución a priori sea una representación correcta de los datos, la reducción de la amplitud de las regiones creíbles en comparación con el método doble tiende a ser mayor para submuestras pequeñas, como puede comprobarse para el caso de los turistas holandeses, donde se tiene tan sólo el 2.5% de valores cero.

5. Conclusiones

El formato de la pregunta de valoración monetaria, o método de licitación, es un elemento esencial del método de valoración contingente. La sensibilidad de los resultados a la elección del formato puede poner en cuestión la validez constructiva del método. Esto quiere decir que el método resultaría poco adecuado para la estimación del valor económico del medio ambiente si no presenta la suficiente robustez ante cambios irrelevantes de los elementos del mercado construido. Las disparidades de resultados encontradas en algunos estudios que han utilizado el método dicotómico han llevado a cuestionar la robustez del método de valoración contingente, así como la utilización de los formatos binarios.

En este trabajo se ha propuesto una interpretación alternativa de los formatos de licitación iterativos, basada en la formulación de un modelo bayesiano que permite incorporar el aprendizaje implícito en las primeras etapas del proceso de valoración monetaria. La metodología propuesta se aplica al método dicotómico doble utilizando una muestra de turistas visitantes de unos espacios naturales que forman parte de los atributos ambientales del producto turístico de Gran Canaria. El método dicotómico doble produce resultados dispares con respecto

al método dicotómico simple, que se manifiestan en una mayor disposición a pagar por la entrada a los espacios naturales. Sin embargo, estas divergencias no se producen para el estimador bayesiano, el cual modeliza adecuadamente el aprendizaje ante precios alternativos. La información a priori se obtiene de los resultados de la primera pregunta dicotómica. Los resultados de la distribución a posteriori son coherentes con el método simple, sin necesidad de imponer consistencia entre las respuestas a ambas preguntas binarias. Por lo tanto, el estimador bayesiano contribuye a la validez constructiva del método de valoración contingente. Las disposiciones a pagar por la entrada a los espacios naturales resultan más altas que la media para los turistas procedentes de Alemania y de Holanda, e inferiores para los turistas del Reino Unido y del resto de España.

El estimador bayesiano es muy robusto a la modelización de la distribución a priori suponiendo estructuras de información alternativas, y no reduce las ganancias de eficiencia que se obtienen con el método doble tradicional.

La sensibilidad de la estimación bayesiana a la modelización a priori es mayor para las submuestras de los turistas holandeses y del resto de España, que presentan un número de observaciones relativamente pequeño. La eficiencia relativa del estimador bayesiano depende de la consideración de una distribución a priori representativa de los datos de las respuestas a la primera pregunta binaria. Por lo tanto, siempre que el modelo propuesto para la información a priori sea apropiado, el estimador bayesiano produce ganancias de eficiencia con respecto al estimador del método doble de máxima verosimilitud.

Apéndice 1

El problema enunciado en la sección 2.3 se refiere a la necesidad de poder combinar vía Teorema de Bayes, o de alguna adaptación del mismo, una verosimilitud referida a varios parámetros y una densidad a priori referida a otro parámetro (que en este caso resulta ser combinación lineal de los parámetros a los que se refiere la verosimilitud).

El problema se resuelve utilizando una verosimilitud inducida como la propuesta en Zehna (1966). Para simplificar, la idea consiste en pasar a su dual, e intentar transformarlo en un problema en una variable. Si el problema original se formula de la siguiente forma (suprimiendo la constante de

proporcionalidad):

$$\begin{aligned}
 L^*(\lambda) &= \max \sum_{i=0}^k r_i \log \theta_i, \\
 \text{sujeto a } &: \\
 \sum_{i=0}^k \theta_i &= 1, \\
 \sum_{i=0}^k B_i \theta_i &= \lambda, \\
 \theta_i &\geq 0,
 \end{aligned}$$

resulta que su dual es $\min_{\rho, \mu} G(\rho, \mu)$ siendo $G(\rho, \mu) = \max_{\theta_i \geq 0} \sum_{i=0}^k r_i \log \theta_i - \rho \left(\sum_{i=0}^k \theta_i - 1 \right) - \mu \left(\sum_{i=0}^k B_i \theta_i - \lambda \right)$.

Este máximo se alcanza en $\theta_i = \frac{r_i}{\rho + \mu B_i}$. De donde, sustituyendo en la expresión de G se tiene que el problema original, después de hacer el cambio de variable $\mu = \rho \cdot \kappa$, resulta

$$\min_{\rho} \rho + \rho \cdot \kappa \cdot \lambda - \sum_{i=0}^k r_i \log(\rho + \rho \kappa B_i),$$

que se alcanza en $\rho = \frac{r}{1 + \lambda \kappa}$, y por tanto debemos resolver el problema $\min_{\kappa} H(\kappa)$, siendo $H(\kappa) = r \log(1 + \lambda \kappa) - \sum_{i=0}^k r_i \log(1 + \kappa B_i)$ con $-\frac{1}{B_l} \leq \kappa \leq -\frac{1}{B_u}$, donde B_l el menor valor de la variable y B_u el mayor valor observado. Este último problema puede resolverse numéricamente calculando las soluciones de la ecuación $H'(\kappa) = 0$.

Los cálculos necesarios para la formulación anterior del problema han sido realizados con un programa en MATHEMATICA.

Referencias

- Alberini, A., B. Kanninen y R.T. Carson (1997): "Modeling response incentive effects in dichotomous choice contingent valuation data", *Land Economics* 73, pp. 309-324.
- Azqueta, D. y L. Pérez y Pérez (1996), *Gestión Económica de los Espacios Naturales*, Graw-Hill, Madrid.
- Cano, J.A., A. Hernandez y E. Moreno (1986): "Posterior measure under partial prior information", *Statistica* 46, pp. 219-230.
- Cameron, T.A. y J. Quiggins (1994): "Estimation using contingent valuation data from a dichotomous choice with follow up questionnaire", *Journal of Environmental Economics and Management* 27, pp. 218-234.

- Cooper (1994): "Optimal bid selection for dichotomous contingent valuation surveys", *Journal of Environmental Economics and Management* 24, pp. 25-40.
- Crocker, T.D. y J.F. Shogren (1991): "Preference learning and contingent valuation methods", en F.Dietz, F. van der Ploeg y J. van der Straaten (eds.) *Environmental Policy and the Economy*, Elsevier, Amsterdam.
- Haab, T.C. y K.E. McConnell (1998), *Referendum models and economic values: theoretical intuitive, and practical bounds on willingness to pay*.
- Hanemann, W.M. (1985): "Some issues in continuous- and discrete-response contingent valuation studies", *Northeastern Journal of Agricultural Economics* pp. 5-13.
- Hanemann, W.M., J. Loomis y B. Kanninen (1991): "Statistical efficiency of double-bounded dichotomous choice contingent valuation", *American Journal of Agricultural Economics* 73, pp. 1255-1263.
- Harrison, G. y B. Kriström (1995): "On the Interpretation of Responses in Contingent Valuation Surveys", en P.O. Johansson, B. Kriström y K.G. Méler, K-G. *Current Issues in Environmental Economics*, Manchester University Press.
- Herriges, J.A. y J.F. Shogren (1996): "Starting point bias in dichotomous choice valuation with follow-up questioning", *Journal of Environmental Economics and Management* 30, pp. 112-131.
- Imber, D., G. Stevenson y L. Wilks (1991), *A contingent valuation survey of the Kakadu conservation zone*, Canberra, Australian Government Publishing Service for the Resource Assessment Commission.
- Jaynes, E.T. (1968): "Prior probabilities", *IEEE Transactions on Systems Science y Cybernetics* 4, pp. 227-241.
- Krinsky, I. y A.L. Robb (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.
- León, C.J. (1995): "El método dicotómico de valoración contingente: Una aplicación a los espacios naturales en Gran Canaria", *Investigaciones Económicas* 19, pp. 83-106.
- León, C.J. (1996a): "Double bounded survival values for preserving the landscape of natural parks", *Journal of Environmental Management* 46, pp. 103-118.
- León, C.J. (1996b): "Comparing dichotomous choice models using truncated welfare estimates", *Journal of Forest Economics* 2, pp. 31-54.
- León, C.J. and F.J. Vázquez-Polo (1998): "A bayesian approach to double bounded contingent valuation", *Environmental and Resource Economics* 11, pp. 197-215..
- McCray, J.H. (1984): "A quasi-bayesian audit risk model for dollar unit sampling", *The Accounting Review* 59, pp. 35-51.
- Stacy, E.W. (1962): "A generalization of the gamma distribution", *Annals of Mathematical Statistics* 33, pp. 1187-1192.

Zhena, P.W. (1966): "Invariance of maximum likelihood estimation", *Annals of Mathematical Statistics* 37, p. 755.

Abstract

In this paper we propose a Bayesian approach for measuring the benefits of environmental goods using the contingent valuation method. This approach is especially useful for modelling iterative elicitation methods where the final valuation may be interpreted as a result of the learning process in the earlier stages. This methodology is applied to double bounded dichotomous choice utilizing data from a sample of tourists' values for access to a group of natural areas in Gran Canaria. The Bayesian estimator leads to consistent results with the single bounded method. In addition, it is very robust to the specification of the prior and does lead to similar efficiency results than double bounded.

Keywords: Bayesian methods, contingent valuation, natural areas, tourism.

Recepción del original, septiembre de 1998

Versión final, mayo de 1999