

Preferencias inciertas y modelo *Spike* en la
valoración del patrimonio natural[#].

José María Casado García
Universidad de Zaragoza
Jesús Barreiro
E.I.N. s.l.
Luis Pérez y Pérez
Gobierno de Aragón

[#] Este trabajo ha sido financiado por el Servicio Provincial de Medio Ambiente de Zaragoza del Gobierno de Aragón. Los autores agradecen la ayuda prestada por Miguel Angel Muñoz Yanguas. Las opiniones aquí expresadas representan únicamente las de los autores y no a la institución financiadora.

Preferencias inciertas y modelo *Spike* en la valoración del patrimonio natural.

RESUMEN

El ordenamiento jurídico en España contempla que toda afección al patrimonio natural deberá ser compensada por la pérdida que supone la desaparición de un elemento de los espacios o especies protegidos. En este trabajo se desarrolla una herramienta que permite llevar a cabo la valoración del daño asociado a las afecciones al medio natural de manera sencilla. En primer lugar y aplicando el método de valoración contingente a una muestra de 1000 habitantes, se ha estimado el valor de existencia que tiene el conjunto de las especies y espacios protegidos de la comunidad autónoma de Aragón. Esta primera estimación se ha revisado considerando la existencia de valores nulos y preferencias inciertas ante bienes poco conocidos. Una vez considerados estos dos efectos, la disposición a pagar media se reduce de manera considerable (más del 50%) apoyando recomendaciones previas de dividir por dos las estimaciones provenientes de formatos dicotómicos en valoración contingente.

PALABRAS CLAVE: patrimonio natural, valoración contingente, modelo *Spike*, incertidumbre.

CLASIFICACIÓN JEL: B23, C24, C42, C52, D62, Q26.

ABSTRACT

Under the Spanish conservation law, compensation is envisaged for the damage associated with all actions that reduce the quantity or quality of protected areas and species. This paper provides a tool to evaluate the monetary equivalent of this damage. First, we conduct a contingent valuation exercise to estimate the existence value related to protected areas and species in Aragon. This first estimate is then reconsidered including in first place the possibility of zero bids and also the possibility of uncertain preferences for non familiar goods. Considering these two effects, mean values are reduced dramatically (more than halved) giving support to previous recommendations of dividing by two contingent valuation estimates from dichotomous choice question formats.

KEY WORDS: Natural heritage; contingent valuation; *Spike* model; uncertainty

JEL CLASSIFICATION: B23, C24, C42, C52, D62, Q26.

I.- Introducción

El ordenamiento jurídico en España respecto a la protección de la naturaleza contempla en su régimen sancionador que toda afección a los elementos protegidos deberá ser compensada por la pérdida de valor que para la sociedad supone la desaparición de un elemento de los espacios o especies protegidos.

En la mayoría de las administraciones públicas la dificultad que tienen los técnicos para valorar las funciones de no mercado de las especies y espacios protegidos hace que los expedientes lleguen a prescribir y los infractores no sean sancionados o lo sean con multas que no lleguen a compensar el daño ocasionado. En estas condiciones se pierde el efecto disuasorio de la aplicación del régimen sancionador derivado de la Ley 4/89 de Conservación de los espacios Naturales Protegidos y de la flora y fauna silvestres.

El objetivo de este trabajo es desarrollar una herramienta que permita valorar estas funciones ambientales de manera sencilla y evitar que las afecciones a las especies y espacios protegidos no lleven asociadas una compensación por los daños ambientales causados.

En el diseño de la aplicación se ha optado por la valoración en conjunto de todas las especies y espacios protegidos, con el fin de evitar posibles efectos de complementariedad y sustitución asociados a la valoración de cada uno de sus componentes.

Además se ha diseñado el escenario de valoración de manera que los individuos puedan decidir si quieren contribuir o no antes de conocer los precios y a continuación de la pregunta de valoración, se ha incluido una pregunta de certeza siguiendo el método propuesto por Berrens *et al.* (2002) y Li y Mattson (1995). A partir de ésta se estima la disposición al pago media siguiendo los enfoques de Hanemann (1984), Cameron y James (1986), Kristrom (1990) y Li y Matson (1995). Esto nos permite contrastar los efectos

de la consideración de la incertidumbre y los individuos fuera de mercado en los resultados obtenidos.

El resto del trabajo se estructura como sigue, en primer lugar se presenta el marco teórico de la estimación de la media y la mediana de la DAP a partir de preguntas de valoración dicotómicas incluyendo el modelo básico de Hanemann (1984), así como los desarrollos posteriores para la inclusión de individuos que no valoran el bien (Kriström, 1990) y la posibilidad de que las respuestas otorgadas no sean totalmente ciertas (Li y Mattsson, 1995). En segundo lugar se presenta el bien objeto de estudio así como el diseño del cuestionario para poder llevar a cabo la aplicación resaltando los aspectos del mismo relacionados con evitar la presencia de los sesgos antes mencionados. Posteriormente se presentan los resultados de las funciones de valor estimadas utilizando los tres modelos descritos en el marco teórico y se comparan sus resultados. Por último se presentan las principales conclusiones que se derivan de este estudio y posibles líneas futuras de investigación.

II.- El marco teórico

Utilidad vs precio en la valoración de bienes de no mercado.

El primer desarrollo teórico con la finalidad de obtener la DAP del enfoque dicotómico fue elaborado por Hanemann (1984) aplicado a las licencias de caza. Para Hanemann (1984) la respuesta si/no ante un precio ofertado es interpretada como una aproximación de la maximización de la utilidad, donde se muestran al entrevistado dos resultados y él elige aquél que le aporta un nivel de utilidad superior. En cambio, Cameron y James (1986) consideran que la tan citada metodología propuesta por Hanemann (1984) hace uso de un planteamiento microeconómico de la utilidad inspirado en McFadden (1976) que sólo es necesario si se parte de hipótesis incorrectas sobre los datos de encuesta, suponiendo que son equivalentes a los de los modelos de elección binaria tradicionales. La característica principal de los datos de una encuesta de valoración es que el nivel de truncamiento de la variable latente es completamente observable y varía para cada encuestado,

no siendo constante e igual a cero como proponen el modelo logit tradicional. Esta variabilidad adicional en los datos hace que sea posible identificar la localización y escala de la variable de valoración continua, que no se puede calcular en modelos de elección discreta convencionales. Por tanto Cameron y James (1986) desarrollan un procedimiento por máxima verosimilitud para calcular la DAP en el suponen que los encuestados responden si/no en función de que su DAP sea mayor o menor que el precio ofertado, incluyendo además de una mayor flexibilidad en el modelo, el precio como nivel de truncamiento de la variable latente a diferencia de los planteados hasta el momento que lo hacen como variable exógena. Es decir, si el valor monetario de una mejora, originada por un recurso, es superior al precio propuesto, el entrevistado estará de acuerdo en pagarlo.

Con la finalidad de poder apreciar las potencialidades y debilidades de ambos modelos los desarrollamos de forma simultánea, comparando sus hipótesis de partida y resaltando las diferencias que en ambos modelos existen en el tratamiento de la teoría económica y su implementación en modelos econométricos.

Para Hanemann (1984) el supuesto de partida es que el investigador tiene información imperfecta sobre las preferencias de los individuos en distintos momentos del tiempo. Sin embargo, los individuos conocen sus prioridades y tratan de maximizar su utilidad, comparándola en cada estado o situación. La función indirecta de utilidad de los individuos se especifica como $U(j, \gamma; S)$ donde $j=0$ indica el estado de un bien en el momento inicial, mientras que $j=1$ indica el estado del mismo bien en otro momento del tiempo. En nuestro caso, $j=0$ representaría el estado de las especies y espacios protegidos en el momento actual y $j=1$, *sin políticas de protección*. γ es la renta del individuo y S es un vector que representa las características socioeconómicas del individuo. Como se desconocen las preferencias del individuo, la utilidad puede concebirse como una variable aleatoria que puede escribirse de la siguiente manera,

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

Donde $V(j, \gamma; S)$ es la media de la variable aleatoria siendo ε_0 y ε_1 también variables aleatorias, independientes e idénticamente distribuidas con media cero y que representan la parte no observada por el investigador debido a variables que generan utilidad para el individuo y que han sido omitidas. Siguiendo la metodología de Hanemann (1984), el investigador presenta una cantidad P al individuo encuestado, el cual aceptará pagar esa cantidad siempre que

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

Como el investigador sólo puede suponer, la respuesta del individuo es una variable aleatoria cuya función de probabilidad viene dada por

$$P_0 = \Pr\{\text{Pagar } P\} = P_r(V(0, \gamma - P; S) + \varepsilon_0 \geq V(1, \gamma; S) + \varepsilon_1) = P_r(\varepsilon_1 - \varepsilon_0 \leq \Delta V) = F_\tau(\Delta V)$$

$$P_1 = \{\text{No pagar } P\} = 1 - P_0$$

[3]

Siendo ΔV el diferencial de utilidad entre el momento 0 y 1, $\tau = \varepsilon_1 - \varepsilon_0$ y $F_\tau(\bullet)$ la función de distribución acumulada de τ . Este modelo se estimará suponiendo una determinada especificación de la forma funcional tanto para el incremento de utilidad, como para la función de distribución, siendo la especificación lineal $\Delta V = \alpha + \beta P$ y la *loglineal* $\Delta V = \gamma + \theta \log(P)$ las más utilizadas en los modelos de valoración contingente para el incremento de la utilidad, así como la logística y la normal para la función de distribución, dando lugar al modelo *logit* y *probit*, respectivamente.

Por tanto, si el individuo esta dispuesto a pagar la cantidad P ($\Delta V \geq \tau$), entonces el excedente equivalente E será mayor o igual que P , por tanto

$$F_\tau(\Delta V) = P_r(\Delta V \geq \tau) = P_r(E \geq P) = 1 - G_E(P) \quad [4]$$

Donde $G_E(P)$ es la función de distribución acumulada de la DAP del individuo. En [4] ya podemos observar una conexión entre la probabilidad de que la utilidad del individuo sea mayor adquiriendo el bien al precio P , y la probabilidad de que su verdadera DAP sea mayor que el precio.

Este modelo puede ser estimado por máxima verosimilitud, pudiendo escribir el logaritmo del mismo como,

$$\log L = \sum_{i=1}^n \{I_i \log F_{\tau}(\Delta V_i) + (1 - I_i) \log [1 - F_{\tau}(\Delta V_i)]\} \quad [5]$$

Donde $F_{\tau}(\Delta V_i)$ es la probabilidad de una respuesta positiva e I_i una variable que tomará el valor uno cuando el individuo responda afirmativamente a la pregunta sobre su DAP y cero en caso contrario.

Cameron y James (1986) critican abiertamente esta interconexión entre la utilidad y la disposición al pago, ya que considera que es una vía intuitiva de explicar económicamente la elección de los consumidores para el caso de modelos de elección discreta tradicionales, donde la variable latente no tiene una naturaleza tangible y no se ajusta a la teoría económica a menos que sea interpretada como un incremento neto del nivel de utilidad de los agentes. Los datos de encuesta de valoración, en cambio, deben tener un tratamiento muy distinto del utilizado en modelos de elección discreta tradicionales, sin ser necesario llevar a cabo la compleja línea de razonamiento de la utilidad marginal.

Este enfoque asume que la variable dependiente continua inobservada son las respuestas ciertas de la DAP para un bien público y_i y su distribución, condicionada a un vector de variables explicativas x_i ($i = 1, \dots, p$), es logística (para algunos casos normal) con media $x_i' \gamma$, por tanto el modelo de valoración debe ser expresado como,

$$y_i = x_i \gamma + \varepsilon_i \quad [6]$$

A diferencia del modelo anteriormente especificado en el que hemos incluido p_i como una de las x_i variables explicativas, ahora suponemos que la respuesta si/no corresponde a una DAP mayor o menor a p_i , utilizando los precios ofertados como variable latente.

$$I_i = 1 \text{ si } y > p \quad [7]$$

$$I_i = 0 \text{ (en otros casos)}$$

por tanto

$$\Pr(I_i = 1) = \Pr(y_i \geq p_i) = \Pr(x_i \gamma + \varepsilon_i \geq p_i) = \Pr(\varepsilon_i \geq p_i - x_i' \gamma) \quad [8]$$

Asumiendo una distribución normal para el término ε_i , con media cero y varianza constante σ_ε^2 , la distribución de probabilidad puede ser expresada como,

$$\Pr(I = 1) = \Pr\left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma_\varepsilon} \geq \frac{p_i - x_i' \gamma}{\sigma_\varepsilon}\right) = 1 - \Phi\left[\frac{(p_i - x_i' \gamma)}{\sigma_\varepsilon}\right] \quad [9]$$

$$\Pr(I = 0) = \Phi\left[\frac{(p_i - x_i' \gamma)}{\sigma_\varepsilon}\right]$$

Para una muestra de n individuos, el logaritmo de la función de verosimilitud, que al igual que [5] puede ser optimizado usando los algoritmos iterativos de una función de optimización no-lineal, adoptaría la siguiente expresión,

$$\text{Log}L = \sum_{i=1}^n \left\{ I_i \log \Phi\left(-\frac{(\log(p_i) - x_i \gamma)}{\sigma_\varepsilon}\right) + (1 - I_i) \log \Phi\left(\frac{(\log(p_i) - x_i \gamma)}{\sigma_\varepsilon}\right) \right\} \quad [10]$$

Donde Φ representa la función de distribución acumulada de una variable normal estándar; I_i la variable respuesta, que tomará el valor uno si el individuo acepta el precio ofrecido y cero en caso contrario.

En ambos modelos, a partir de los parámetros estimados se puede evaluar el cambio de bienestar producido fruto de la aplicación de políticas de protección del medio ambiente. La media y la mediana de la DAP son algunas de las medidas más utilizadas para cuantificar las medidas de bienestar. Tendremos que tener en cuenta que la especificación formal que adopten las medidas de bienestar, estarán estrechamente vinculadas con la especificación de ΔV así como de y_i .

Cuadro 1.1 Medidas de bienestar en función de las distintas especificaciones formales		
MEDIDA DE BIENESTAR	HANEMANN	CAMERON
MEDIA	$C = E\{E\} = \int_0^{\infty} [1 - G_E(P)] dP + \int_{-\infty}^0 [G_E(P)] dP$	$E(y_i / x_i) = \exp(x_i \gamma) \exp\left(\frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}\right)$
MEDIANA	$C' = \Pr[U(0, \gamma - P^d; S) \geq U(1, \gamma; S)] = 0.5$	$C' = \exp(x_i \gamma)$

Kristrom (1990) demuestra que si en el modelo de Hanemann ΔV adopta una forma lineal, la media (C) coincide con la mediana (C^*) adoptando, para toda función de distribución $F_r(\bullet)$ definida en todo R , la siguiente expresión.

$$C = C^* = \frac{\alpha}{\beta} \quad [11]$$

En el caso de que ΔV adopte la especificación *lognormal*, la función de distribución queda restringida a valores no negativos y por tanto [11] debe ser reformulado como,

$$C^+ = E\{E\} = \int_0^{\infty} [1 - G_E(P)] dP \quad [12]$$

En cambio la DAP de los individuos está limitada por su renta, por tanto parece más correcto trabajar con estadísticos en los que la función de distribución se encuentre truncada superiormente a la DAP máxima siendo habitual adoptar como valor de truncamiento P^m el precio máximo ofrecido o el valor de la DAP correspondiente al percentil noventa. En el caso de la media adoptaría la siguiente formulación

$$C^t = \int_0^{P^m} [F_{\tau}(\Delta V(P))] dP \quad [13]$$

Esta doble formulación, Hanemann (1984) y Cameron y James (1986), en la valoración de bienes de no mercado no sólo nos permitirá comparar los resultados bajo enfoques distintos, sino que son la base a la hora desarrollar los modelos Spike y de preferencias inciertas de los apartados siguientes.

El Modelo Spike

En un mercado de bienes privados, los individuos que deciden pagar por un bien están, por definición, “dentro del mercado”. En cambio, aquéllos que no compran el bien han revelado que no van a pagar su precio de mercado. El consumo cero puede ocurrir porque sea solución esquina en el problema de maximización de la utilidad, es decir, para una renta y precio dado el individuo no muestra preferencia por el bien. Otras causas de consumo cero pueden ser debidas a que existen bienes que no contribuyen a generar utilidad en todos los individuos, los llamados “no-bienes”, o a que, aunque generan utilidad para los individuos, no han podido ser consumidos por razones coyunturales o institucionales.

En los estudios de valoración contingente convencionales, usando un modelo dicotómico simple bajo el enfoque de Hanemann (1984) como el del apartado anterior se asume que los individuos están “dentro del mercado” del

bien público objeto de estudio y que todos ellos tiene una DAP positiva. Sin embargo el consumo cero puede ser analizado en términos de si un individuo “está” o no en el mercado. Un individuo estará en el mercado si el precio ofrecido es inferior a su DAP. También existen individuos para los que el bien objeto de estudio no contribuye a incrementar su utilidad y, por tanto, no lo comprarán aunque el precio sea cero. Por último existen bienes para los que los individuos no tienen preferencias y, por tanto, no forman parte de su función de utilidad.

Como señalábamos en [4], las funciones de distribución continuas normal y logística (*probit* y *logit*) son las comúnmente utilizadas para determinar el comportamiento de $F_{\tau}(\bullet)$ y excluyen las DAP iguales a cero. También pueden asumirse otras funciones de distribución como la *log-logística* (Cameron (1988)) y la *Weibull* (Carson et al (1996)) que consideran una DAP positiva entre los individuos.

Sin embargo, el modelo *Spike* (Kristrom (1997)) considera también a los individuos que están fuera del mercado y denotan una DAP nula en la valoración de un determinado bien público. El hecho de asignar una probabilidad distinta de cero a las DAP nulas puede causar un punto de inflexión en la función de distribución de la DAP, lo que es de gran utilidad en los casos en los que el porcentaje de individuos que aceptan el mercado sea pequeño o en los casos en los que la DAP muestra un comportamiento asimétrico.

Teniendo en cuenta estas consideraciones y a partir de [5] podemos reformular la función de verosimilitud incorporando las particularidades que el modelo *Spike* presenta.

$$\log L = \sum_{i=1}^n S_i T_i \log(1 - F_{\tau}(P)) + S_i (1 - T_i) \log[F_{\tau}(P) - F_{\tau}(0)] + (1 - S_i) \log(F_{\tau}(0)) \quad [14]$$

Donde $S_i = 1$ si el individuo quiere contribuir económicamente en la provisión de un bien público y $S_i = 0$ en caso contrario. Con esta variable se

pretende determinar las personas que aceptan o no el mercado hipotético del bien objeto de estudio.

$$S_i = 1 \text{ si } DAP > 0 \text{ (0 en otros casos)} \quad [15]$$

T_i adoptará el valor uno cuando el individuo acepta el precio P sugerido por el encuestador, que irá variando para diferentes submuestras.

$$T_i = 1 \text{ si } DAP > P \text{ (0 en otros casos)} \quad [16]$$

La función de distribución de $F_\tau(P)$ debe tener la siguiente naturaleza con la finalidad de considerar a los individuos cuya DAP es nula.

$F_\tau(P) =$	0	Sí $P < 0$
$F_\tau(P) =$	A	Sí $P = 0$
$F_\tau(P) =$	$G_\tau(P)$	Sí $P > 0$

Donde A toma valores en el intervalo $(0,1)$ y $G_\tau(P)$ es una función continua y creciente

$$G_\tau(0) = A \quad [17]$$

$$\lim_{A \rightarrow \infty} G_\tau(A) = 1$$

De forma que si asumimos que la DAP se distribuye como una logística, el modelo a estimar sería

$F_\tau(P) =$	0	Si $P < 0$
$F_\tau(P) =$	$(1 + e^\alpha)^{-1}$	Si $P = 0$
$F_\tau(P) =$	$(1 + e^{\alpha - \beta A})^{-1}$	Si $P > 0$

Donde α se puede interpretar como la utilidad marginal de las mejoras medioambientales y β como la utilidad marginal de los renta.

Volviendo sobre [14], podemos observar las tres posibles situaciones contempladas en los modelos *Spike*. En primer lugar, el individuo acepta el mercado hipotético y tiene una DAP superior al precio ofertado (P). En segundo lugar estarían recogidos los individuos que rechazan el precio de partida por considerarlo elevado, pero están de acuerdo en pagar alguna cantidad. Por último, la función de distribución recoge a aquellos individuos que rechazan el precio P y cualquier otro, ya que no aceptan el mercado. Estos últimos son los individuos para los que el bien ofertado no contribuye a incrementar su utilidad o simplemente no forman parte de su función de utilidad.

Una vez estimada la función de verosimilitud¹ deben ser obtenidas – al igual que comentamos para el modelo dicotómico simple- los estadísticos que determinan las medidas de bienestar. Partiendo del modelo general

$$C = E\{E\} = \int_0^{\infty} (1 - F_{\tau}(P)) dP = \int_0^{\infty} \frac{e^{-\beta A}}{1 + e^{-\beta A}} = \frac{1}{\beta} \lim_{A \rightarrow \infty} (-\log(1 + e^{-\beta A}) + \log(1 + e^{\alpha})) \quad [18]$$

Para que la integral converja es necesario que $\beta > 0$, por tanto, la utilidad marginal de la renta debe ser positiva para que la media de la DAP exista en un modelo *Spike*, y en ese caso, puede ser simplificado su cálculo utilizando la siguiente expresión,

$$\frac{1}{\beta} \log[1 + e^{\alpha}] \quad [19]$$

La mediana, en cambio, tomará el valor

¹ Paquetes econométricos como LIMDEP o E-VIEWS permiten, después de una correcta codificación de los datos, la programación de estas funciones de verosimilitud.

$\frac{\alpha}{\beta}$	Si $(1 + e^\alpha)^{-1} < 0.5$
0	Resto de los caso

Por último, podemos determinar el *Spike* o punto de inflexión de nuestra función de distribución que es el valor para el que la probabilidad de la DAP es igual a cero.

$$F_\tau(P) = 0 \rightarrow Spike = \frac{1}{1 + e^\alpha} \quad [20]$$

Incertidumbre y valoración contingente

Frente a los escenarios de valoración que utilizan formatos de pregunta continuos que requieren la respuesta de una cantidad específica por parte de los encuestado, el formato de pregunta discreto que proporciona una simple respuesta si/no ante un precio dado, simplifica el cálculo de la valoración que deseamos cuantificar. Los dos modelos planteados en el primer apartado suponen que el individuo tiene una valoración cierta del bien j y, si así fuera, podríamos especificarla exactamente con una pregunta continua de valoración. Sin embargo existe evidencia en la literatura de que esto no es así y es posible que algunos individuos respondan *sí* cuando su verdadera valoración es inferior a la cantidad ofrecida y viceversa.

Existen distintas opciones para considerar las preferencias inciertas en el marco de la valoración contingente. Por un lado, Li y Mattsson (1995) bajo el enfoque de Cameron y James (1986) y Cameron (1988) reformulado por Patterson y Duffield(1991)² introducen una variable en la encuesta que

² Patterson y Duffield demuestran como el modelo de Cameron y James (1986) y Cameron (1998) implica tan sólo una reparametrización del modelo *logit* o *probit* convencional, solamente que mientras que en el modelo de Hanemann, P_i forma parte de las variables explicativas, en el de Cameron se utiliza como información acerca del punto de discriminación - variable latente- de cada individuo. El primero estima la distribución $F_\tau(\bullet)$ mientras que el segundo trabaja sobre la distribución $G_E(\bullet)$.

intenta medir la variación en la probabilidad de aceptar o rechazar el precio ofertado. Por otro lado, Dubourg *et al.* (1994 y 1997) proponen que la incertidumbre puede detectarse directamente a partir del formato de pregunta inicial. La pregunta de valoración ofrece diversos precios permitiendo al entrevistado responder “no sabe” a un intervalo de precios. La amplitud de este intervalo se considera una proxy de la incertidumbre³.

Siguiendo la misma secuencia que en [6] y asumiendo las mismas hipótesis que en el modelo de Cameron y James (1986) especificado en el primero apartado, pero adoptando una función de valoración *log-lineal* $\log(y_i) = x_i\gamma + \varepsilon_i$, (donde excluimos la posibilidad de que exista una DAP negativa y en la que generamos una distribución que es asimétrica a la derecha), donde x_i es un vector de variables explicativas del comportamiento del individuo i y ε_i un componente aleatorio que nos mide las variables omitidas del modelo, el logaritmo de la función de verosimilitud adoptaría la siguiente expresión,

$$\text{Log}L = \sum_{i=1}^n \left\{ I_i \log \Phi \left(-\frac{(\log(p_i) - x_i\gamma)}{\sigma_\varepsilon} \right) + (1 - I_i) \log \Phi \left(\frac{(\log(p_i) - x_i\gamma)}{\sigma_\varepsilon} \right) \right\} \quad [21]$$

Donde Φ representa la función de distribución acumulativa de una variable normal estándar; I_i la variable respuesta, que tomará el valor uno si el individuo acepta el precio ofrecido y cero en caso contrario.

En este modelo queremos introducir la hipótesis de que el individuo tiene preferencias inciertas sobre la valoración del bien objeto de estudio y, por tanto, además del componente aleatorio generado por la omisión de variables relevantes, en su preferencia declarada existe otro componente derivado de la falta de certeza en sus preferencias. El primer componente aleatorio genera una varianza de los residuos superior a la que se obtendría sin presencia de la incertidumbre, lo que va a ocasionar una sobreestimación de la DAP. Por tanto, nuestro objetivo ahora consistirá en conseguir obtener

³ Este enfoque ha sido aplicado por Vázquez *et al* (2002) utilizando modelos bayesianos.

por separado los dos elementos que forman parte del componente aleatorio, para tener en cuenta en la estimación de las DAP sólo aquel que hace referencia a variables omitidas y extraer de la estimación la varianza generada por las preferencias inciertas del individuo.

Por tanto adaptamos el modelo anterior a nuestro objetivo,

$$\tilde{y}_i = y_i + v_i \quad [22]$$

donde v_i es la perturbación aleatoria generada por la incertidumbre del individuo, representando \tilde{y}_i el mismo comportamiento que en el caso anterior, es decir, cuando la valoración del individuo del bien es mayor o igual que el precio ofertado, $\tilde{y}_i \geq t_i$, acepta el pago por la mejora ambiental. En caso contrario, $\tilde{y}_i < t_i$, rechaza el pago pero teniendo en cuenta que dicha decisión esta influenciada por un componente incertidumbre v_i .

Podemos rescribir [22] como:

$$\tilde{y}_i = x_i\gamma + e_i \quad [23]$$

donde, $e_i = \varepsilon_i + v_i$, representa el error compuesto tanto por el elemento incertidumbre como por la información suministrada por las variables omitidas. La función de distribución quedaría ahora determinada de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \Pr(sí) &= \Pr(\tilde{y}_i \geq \log(p_i)) = \Pr(x_i\gamma + e_i \geq \log(p_i)) = \Pr(e_i \geq \log(p_i) - x_i\gamma) \\ \Pr(no) &= 1 - \Pr(sí) \end{aligned} \quad [24]$$

Asumiendo que el término error v_i sigue una distribución normal de media cero y varianza constante σ_v^2 , el logaritmo de la función de verosimilitud adopta la siguiente expresión,

$$\text{Log}L = \sum_{i=1}^n \left\{ I_i \log \Phi \left(-\frac{(\log(p_i) - x_i \gamma)}{\sigma_e} \right) + (1 - I_i) \log \Phi \left(\frac{(\log(p_i) - x_i \gamma)}{\sigma_e} \right) \right\} \quad [25]$$

Si suponemos que los componentes de la perturbación aleatoria son independientes, podemos afirmar que $\sigma_e = \sqrt{\sigma_\epsilon^2 + \sigma_v^2}$, siendo $\sigma_e > \sigma_\epsilon$, siempre que $\sigma_v \neq 0$. Donde la DAP media es $E(y_i / x_i) = \exp(x_i \gamma) * \exp\left(\frac{\sigma_e^2}{2}\right)$, la cual estará sobre valorada en $\exp\left(\frac{\sigma_v^2}{2}\right)$ unidades con respecto a la verdadera DAP del individuo.

Con la finalidad de extraer los componentes que forman parte del residuo, Li y Mattsson (1995) proponer realizar un método bietápico que en una primera fase consiste en la estimación por máxima verosimilitud de [25], de la que además de obtener los coeficientes γ , obtendremos la varianza del componente residual agregado σ_e .

Para llevar a cabo la segunda etapa del procedimiento es necesario haber incluido en el cuestionario una pregunta que mida el grado de incertidumbre de los individuos a la hora de responder a la pregunta de valoración dicotómica, que en nuestro caso ha sido codificada en una escala uno/diez. De forma que interpretamos esta medida de confianza π_i como la probabilidad subjetiva de que la valoración de los individuos sea superior (para una respuesta afirmativa) o inferior (para una respuesta negativa) que el precio ofrecido. Por tanto,

$$\pi_i = P(\tilde{y} \geq \log(p_i)) = P(y_i + v_i \geq \log(p_i)) = 1 - \Phi \left[\frac{(\log(p_i) - y_i)}{\sigma_v} \right] \quad [26]$$

Sustituyendo en y_i e invirtiendo Φ , obtenemos,

$$Z_i = \Phi_v^{-1}(1 - \pi_i) = \frac{(\log(p_i) - x_i \gamma)}{\sigma_v} - \frac{\varepsilon_i}{\sigma_v} \quad [27]$$

Bajo esta formulación y siendo $\delta_i = \frac{\varepsilon_i}{\sigma_v}$, el logaritmo de la función de verosimilitud puede ser especificado como,

$$\text{Log}L = \sum_{i=1}^n \text{Log} \varphi \left(\frac{(\log(p_i) - x_i \gamma) / \sigma_v - z_i}{\sigma_\delta} \right) \quad [28]$$

Donde φ es la función de densidad de una distribución normal, y σ_δ la desviación típica de δ_i . Maximizando [28] obtenemos γ , σ_v , y σ_δ .

Teniendo en cuenta que $\sigma_\varepsilon = \sqrt{\sigma_e^2 - \sigma_v^2}$, la estimación de [28] no sólo nos sirve para obtener el ajuste de la desviación típica estimada en [25], sino para proveernos de unos parámetros estimados γ , más consistentes que los estimados por el modelo convencional.

Un problema práctico derivado de la expresión [28], es que la inversión de la función de densidad normal acumulativa es sensible a cambios marginales en la probabilidad que toma valores entre cero y uno. Por ejemplo, un salto en la probabilidad de 0,99 a 1 bajo los criterios de normalidad, implican un rango de Z_i desde -2,34 a menos infinito cuando la respuesta es afirmativa, y de 2,34 a infinito cuando la respuesta es negativa. Para la solución de este problema Li y Mattsson (1995) presentan el logaritmo de la función de verosimilitud del modelo censurado.

$$\text{Log}L = \sum_{i \in Q_z} \text{Log} \varphi \left[\frac{(h_i - z^0)}{\sigma_\delta} \right] + \sum_{i \in Q_0} \text{Log} \Phi \left[\frac{(h_i - z^0)}{\sigma_\delta} \right] + \sum_{i \in Q_1} \text{Log} \Phi \left[\frac{(h_i - z^1)}{\sigma_\delta} \right] \quad [29]$$

Donde $h_i = \frac{(p_i - x_i \gamma)}{\sigma_v}$ y Q_z , Q_0 y Q_1 representan las series $\{i / z^0 < z_i < z^1\}$, $\{i / z^i \leq z^0\}$ y $\{i / z^i \geq z^1\}$ respectivamente siendo z^0 y z^1 las

cotas inferiores y superiores dentro del cual se encuentran los valores de z^i . El logaritmo de la función de verosimilitud [29] debe ser optimizado por un procedimiento de variable dependiente limitada como el modelo *Tobit*.

Por último es conveniente especificar que en el caso de que no existiese incertidumbre en la respuesta de los individuos, mostrarían una certeza en su respuesta del 100% y, por tanto, [29] quedaría reducido al modelo [21] ya que para $\sigma_v = 0$, el área Q_z estaría vacía y $Q_0 - Q_1$ contendría todas las respuestas si/no, quedando el segundo y tercer elemento de [29] simplificado a $-\frac{(p_i - x_i\gamma)}{\sigma_\varepsilon}$ y $\frac{(p_i - x_i\gamma)}{\sigma_\varepsilon}$, respectivamente cuando σ_v tiende a cero.

III.- Descripción del bien objeto de estudio y del cuestionario

El régimen sancionador por afecciones al patrimonio natural contempla el resarcimiento del daño ambiental además de la multa o sanción asociada a la afección. La legislación estatal⁴ no establece cómo ha de valorarse económicamente el daño contra este patrimonio, delegando esta competencia en las Comunidades Autónomas, centrándose en las infracciones y sanciones administrativas generales susceptibles de cometerse en los espacios naturales, así como en la flora y fauna silvestres.

Las infracciones llevan asociadas una multa y una compensación de daños. La cuantía de las multas queda determinada por ley⁵ para todo el Estado español, mientras que la valoración del daño ambiental queda en manos de las autoridades autonómicas. Comunidades Autónomas como Castilla León, La Rioja, Baleares, Navarra o Andalucía han aprobado en las décadas pasadas listados de valoración de especies protegidas o cinegéticas

⁴ Ley 4/1989, de 27 de Marzo de Conservación de Espacios Naturales y de la Flora y Fauna Silvestre y Real Decreto 1997/1995, de 7 de Diciembre, por el que se establecen medidas para contribuir a garantizar la Biodiversidad mediante la Conservación de los Hábitats Naturales y de la Fauna y Flora Silvestres.

⁵ Ley 30/1992, que contempla un máximo de 300.506,05 Euros para el caso de infracciones muy graves.

con valores uniformes para cada especie y sin ninguna relación con su posible valor social o con alguna jerarquía basada en su importancia o rareza⁶. Esta situación no es significativamente diferente a la existente en Estados Unidos donde la Ley de Especies Protegidas contempla multas que no reflejan el daño social marginal derivado de la destrucción de una especie (Eagle y Betters, 1998).

En Aragón, la ley autonómica 6/1998 de Espacios Protegidos en Aragón exige en su artículo 79 la reparación del daño causado al medio natural y sus especies independientemente de las sanciones penales o administrativas. Actualmente esta valoración se realiza *ad hoc* en función del esfuerzo de conservación o del valor de mercado de las producciones destruidas. El esfuerzo requerido para esta estimación supone que existe un riesgo evidente de prescripción del expediente antes de que se pueda calcular el daño. Para evitar este problema se ha procedido a diseñar una herramienta que permita conocer el valor de no-uso de los elementos que comprenden los distintos componentes del patrimonio natural, estimar el daño ambiental y poder así exigir la compensación al infractor. Así mismo, la existencia de un daño a compensar por afecciones debería servir de disuasión ante posibles afecciones.

Para desarrollar esta herramienta se optó por valorar de manera conjunta el total del patrimonio natural de la Comunidad Autónoma de Aragón. Esta decisión fue tomada por dos razones. En primer lugar, el conjunto de especies y espacios susceptibles de ser valorados era muy elevado y el conocimiento de los mismos por parte de los entrevistados no era uniforme⁷. Por ello las valoraciones de unas especies y otras no podrían ser comparables, en particular cuando las funciones que llevan a cabo cada una de ellas son similares⁸. Adicionalmente, la revisión de estudios realizada en España ha demostrado que la valoración individualizada de los diferentes componentes del patrimonio natural supondría, en muchos casos, una doble

⁶ Por ejemplo, en el caso de Navarra, el mayor valor se le da al Oso Pardo (*Ursus arctos*). Orden Foral 107/1993 de 5 de Mayo.

⁷ Es evidente que no es lo mismo un Parque Nacional como Ordesa y Monte Perdido que una especie de flora protegida como la *Aquilegia guarensis*.

⁸ Así mismo, y no por ello menos importante, se carecía de presupuesto para poder contrastar esta posibilidad.

contabilización. Aunque se han detectado valores distintos para especies o espacios distintas (Barreiro *et al*, 1998; Barreiro 1999a), también es cierto que la agregación de los valores de existencia individuales obtenidos en cuatro de los espacios protegidos en Aragón (Parque Nacional de Ordesa y Monte Perdido, Parque Natural de la Dehesa del Moncayo, Parque de Posets-Maladeta y ZEPA de la Laguna de Gallocanta⁹) supone 40,49 euros al año cuando el valor de existencia del conjunto de la biodiversidad en Navarra asciende a 80 Euros al año (Elorrieta y Castellano, 1999). Esta situación también ha sido constatada por Brown y Shorgen (1998) en Estados Unidos donde el valor otorgado por los ciudadanos a la conservación de 18 especies (menos del 2% del total) supondría un 1% del PIB.

Por ello, se descartó valorar individualmente cada uno de las 105 especies de flora, 77 especies de fauna y 198 espacios protegidos¹⁰ de Aragón, ya que hubiera supuesto un elevado riesgo de aparición de efectos sustitución y complementariedad que desvirtuarían las estimaciones obtenidas.

Una vez decidido que el bien a valorar era el conjunto del patrimonio natural protegido de Aragón, se procedió al diseño de la aplicación. El diseño de la encuesta fue realizado por los autores en colaboración con otros académicos expertos en valoración. El primer diseño de la encuesta fue debatido en grupos de discusión con una muestra de estudiantes de la Universidad de Zaragoza y aplicado a una muestra piloto de 30 personas de la ciudad de Zaragoza por la empresa de encuestación que luego realizaría el trabajo de campo. El resultado de todo este trabajo se plasmó en el cuestionario que se describe a continuación.

El cuestionario empieza con dos preguntas relacionadas con la importancia que los individuos le otorgaban a una serie de aspectos sociales entre los que se incluía el medio ambiente y la importancia de una serie de cuestiones ambientales entre los que se encontraba la extinción de especies y

⁹ Barreiro (1999b), Pérez y Pérez *et al.* (1998), Rebolledo y Pérez y Pérez (1994) y EIN Aragón (2002) respectivamente.

¹⁰ Datos tomados de Departamento de Medio Ambiente (2002) del Gobierno de Aragón.

degradación de espacios protegidos. Con estas dos preguntas se quería presentar el contexto en el que se enmarca el bien sujeto a valoración y evitar así el sesgo de importancia¹¹, efecto que se reforzaba en la introducción de la encuesta, mencionando que no existían respuestas correctas o incorrectas tal como sugiere Hanley *et al.* (1995) en su trabajo sobre valoración de la biodiversidad.

Seguidamente se preguntaba por el conocimiento del bien a valorar. El conocimiento del patrimonio natural se hacía de manera separada para cada uno de los tres componentes de la misma, especies de flora protegidas, especies de fauna protegidas y espacios protegidos. Así mismo se realizaba de manera dual, en primer lugar capturando el conocimiento declarado (¿conoce alguna especie protegida en Aragón?) y posteriormente verificando dicho conocimiento (mencione alguna). Esta verificación se ha depurado comparando las respuestas otorgadas con el listado de especies y espacios actualmente protegidos en Aragón proporcionados por el Departamento de Medio Ambiente.

A continuación se presentaba el marco de valoración. Para ello se presentaba una información básica sobre el bien que se quería valorar. Esta información era la siguiente:

La conservación de la naturaleza en Aragón se lleva a cabo mediante la protección de especies y espacios. En Aragón, del total de 4.000 especies de flora, las 5.500 de fauna y los 5 millones de hectáreas existentes, sólo 105 especies de flora, 77 especies de fauna, y un millón y medio de hectáreas de espacios naturales están protegidos debido a su estado de conservación, las presiones a las que se pueden ver sometidos o su escasez. La cuarta parte del total de estas especies y espacios se pueden considerar endemismos, lo que quiere decir que si desaparecen en Aragón habrán desaparecido en todo el mundo.

Este marco pretende informar al encuestado de cómo se lleva a cabo la protección de la naturaleza en Aragón, de la situación relativa de la protección de la naturaleza frente a el conjunto del medio natural en Aragón, y de las razones por las cuáles estos espacios y espacios han sido elegidos

¹¹ Entendido como valorar el bien objeto de estudio por el mero hecho de ser preguntado por ello.

para ser protegidos. Por último, y para evitar que los encuestados perciban como únicos todos los espacios y especies protegidos en Aragón se les informa del porcentaje del total que son endemismos y sobre la definición del concepto endemismo.

Una vez enmarcado el proceso de valoración se presentaba el ejercicio de valoración propiamente dicho. Para ello se menciona que la conservación supone una serie de costes que de no ser ejecutados puede llevar a la desaparición de especies y espacios. Es decir se busca la DAP de los individuos por evitar la desaparición de especies y espacios¹².

El vehículo de pago elegido es la contribución voluntaria a un fondo para la conservación de la naturaleza. Se ha descartado un vehículo obligatorio (del tipo de un impuesto o una tasa) debido al elevado número de respuestas protesta que suele asociarse en España a este tipo de vehículos de pago. Así mismo, no se ha encontrado un impuesto existente o propuesto y conocido por la población que tuviera un efecto sobre la conservación de especies y espacios¹³.

El uso de vehículos de pago voluntarios puede suponer que los resultados de la encuesta sean algo superiores a los que se obtendrían en caso de solicitar las donaciones en la realidad pero que éstas son en teoría un límite inferior al valor real del cambio en el nivel de bienestar de los ciudadanos (Champ *et al.* 1997). En la descripción del vehículo de pago se ha vuelto a incluir un recordatorio de las principales características del bien que se está valorando y para el cual se ha diseñado el fondo: exclusividad para especies y espacios protegidos en Aragón y no dedicación a todos los problemas ambientales.

¹² Se asume que la situación sin protección no es la desaparición de todos los espacios y especies ya que independientemente de la misma se mantendrían un número mínimo de ellos. Por lo cual lo que estamos valorando es evitar la disminución de las especies y espacios protegidos derivados de la falta de recursos para la aplicación de políticas de protección.

¹³ Ejemplos donde los vehículos de pago obligatorio sí son factibles tanto por la verosimilitud del impuesto o tasa como por la relación entre el mismo y el bien a valorar son: para la reforestación o protección de bosques un precio más elevado del papel, para la calidad del agua tasas adicionales de depuración o para la disminución de las emisiones de CO₂ el aumento del precio de la electricidad.

El proceso de valoración que sigue a la descripción del vehículo de pago se ha diseñado en tres etapas. En primer lugar se pregunta sobre la disposición a contribuir a un fondo de las características mencionadas anteriormente sin mencionar cantidad alguna¹⁴. A las personas que declaraban estar dispuestas a contribuir a este fondo se les preguntaba a continuación por el valor de su contribución máxima anual durante un periodo de 10 años. Para ello se utiliza una pregunta dicotómica simple con iterativa abierta¹⁵.

Los precios de partida para la pregunta dicotómica elegidos han sido 6, 18, 36, 60 y 120 Euros al año. Estos valores fueron escogidos a partir de los valores estimados en los distintos estudios sobre valores de no-uso de especies y espacios protegidos en España y, en particular, los estimados en ejercicios que valoraban bienes globales como hacemos en este estudio. En principio estos valores deberían delimitar el 80% de la distribución observada de la DAP (Kaninen y Kriström, 1993). En la pregunta dicotómica se incluye un recordatorio sobre la realidad del proceso de valoración mencionando que existen otros gastos que se verían afectados por dedicar una cantidad de renta a este fondo.

Por último a todos los encuestados que ofrecían una respuesta mayor que cero a estas preguntas se le hacía una pregunta adicional. Esta tercera fase del proceso de valoración tenía por objetivo reducir el efecto “*yea-saying*”¹⁶ que se detecta en muchos estudios de valoración contingente. Para

¹⁴ Esta pregunta servirá posteriormente para detectar respuestas protesta ya que a los que responden que no se les pregunta por la razón por la cual no contribuirían a un fondo de estas características. Se evita así mismo que al proponer una cantidad concreta las personas encuestadas se vieran intimidadas a no ofrecer respuestas cero lo que implicaría la obtención de respuestas positivas falsas (Bateman y Langford, 1997) o que por el contrario se obtengan respuestas protesta adicionales debido a la presunción de la existencia de un valor por parte (Sagoff, 1988).

¹⁵ Este formato se ha elegido ya que evita el alto grado de respuestas “no sabe / no contesta” asociado a preguntas de tipo abierto y aumenta la cantidad de información disponible sobre la DAP respecto a los formatos de pregunta dicotómicos para aquellas personas que responden a la pregunta iterativa. En principio la única información disponible a partir de formatos de pregunta dicotómicos es si una persona pagaría o no un determinado precio y entre que dos valores se encuentra la mediana de la DAP (Carson y Jeon, 2000).

¹⁶ La traducción de esta expresión inglesa sería “decir que sí a todo” y define la tendencia detectada en valoración contingente por la cual las personas responden que sí a todo sólo por el hecho de que se le esté preguntando o por que ve que el ejercicio es meramente hipotético (sesgo hipotético).

ello y siguiendo a Berrens *et al.* (2002), se pregunta por el grado de certeza con el que han respondido a la pregunta de valoración en un grado de cero a diez. Esta información puede servir para revisar las respuestas a las preguntas anteriores evitando así el que sí signifique tal vez.

El cuestionario terminaba con las preguntas de caracterización del entrevistado tanto por variables sociodemográficas (edad, sexo, renta) como de actitudes hábitos ante el medio ambiente (ocio en la naturaleza, reciclaje de papel y vidrio, pertenencia a grupos de conservación de la naturaleza).

IV.- Análisis de los resultados

Análisis descriptivo

La encuesta se pasó a una muestra de 1.001 residentes en la Comunidad Autónoma de Aragón, mayores de 18 años y distribuida por comarcas de manera proporcional a la población residente en cada una de las 33 comarcas de Aragón¹⁷.

Respecto de la importancia dada al medio ambiente como tema social cabe destacar que los siete aspectos propuestos fueron valorados como muy importantes (todos valorados por encima del 4 en una escala del 1 al 5, ver cuadro 1) aunque existen diferencias significativas entre todos los temas salvo entre Medio Ambiente y Seguridad Ciudadana y entre Despoblación y Patrimonio Histórico, utilizando la prueba de rangos de Wilcoxon. Como se puede observar el Medio Ambiente queda situado en un segundo grupo de temas por detrás de la educación o el desempleo. La importancia relativa del Medio Ambiente queda reflejada también en el hecho de que únicamente un 17,5% de la muestra ofrece una valoración al medio ambiente inferior que la

¹⁷ Esta muestra permite un error del 3,09% con un nivel de significación del 96,5%. Las entrevistas fueron realizadas tanto en persona como por teléfono, por motivos principalmente presupuestarios y sin que se apreciaran diferencias estadísticamente significativas en los resultados obtenidos de ambos formatos. En total, el 71,5% de las entrevistas se realizaron en persona y el 28,5% restante por teléfono. Tal como se comentó anteriormente las entrevistas fueron realizadas por una empresa de investigación de mercados de Zaragoza.

media del resto de temas sociales mientras que un 60,8% lo valora en mayor medida que dicha media

Cuadro 1. importancia de los temas sociales mencionados (n = 1001)						
	Nivel de Importancia medio	% 5	% 4	% 3	% 2	% 1
Educación	4,90	92,1	6,0	1,8	0,0	0,1
Patrimonio histórico artístico	4,30	52,3	28,5	16,3	2,2	0,7
Desempleo	4,75	82,4	12,1	4,1	0,9	0,5
Medio ambiente	4,67	75,4	17,3	6,0	1,2	0,1
Seguridad ciudadana	4,67	75,0	18,8	4,9	0,9	0,4
Despoblación	4,24	52,7	23,3	19,5	3,7	0,8
Cooperación internacional al desarrollo	4,02	40,7	29,2	23,2	5,1	1,9

Fuente: Elaboración Propia

Entre los problemas ambientales, aunque también son valorados como muy importantes, existen diferencias significativas entre los distintos problemas presentados. El problema objeto de estudio se localiza en un segundo grupo también dentro de estos problemas por la importancia otorgada por los entrevistados por detrás de los incendios forestales y la contaminación de los ríos. Las diferencias entre los distintos problemas también son significativas salvo en el caso de la extinción de especies y la desertificación.

Cuadro 2. Importancia de los problemas medioambientales (n = 1001)						
Problema	Nivel de Importancia medio	% 5	% 4	% 3	% 2	% 1
Contaminación atmosférica	4,64	72,8	19,4	6,6	0,9	0,3
Extinción especies y espacios	4,56	67,5	22,3	9,1	0,8	0,3
Calentamiento global	4,30	57,3	21,8	15,4	4,1	1,4
Residuos sólidos urbanos	4,46	61,1	25,9	11,2	1,5	0,3
Desertificación	4,57	69,0	21,6	7,1	1,8	0,5
Incendios forestales	4,78	82,9	12,5	4,2	0,4	0,0
Contaminación ríos	4,83	86,9	10,0	2,5	0,5	0,0

Fuente: Elaboración Propia

Respecto al conocimiento de los espacios y especies protegidos de Aragón, el cuadro 3 presenta los resultados del conocimiento declarados por los entrevistados. Como se puede observar existe un mayor conocimiento de los espacios protegidos que de las especies y dentro de éstas de las de fauna que de las de flora.

Cuadro 3. Conocimiento de especies y espacios protegidos en Aragón (n = 1001)		
	% conoce	% no conoce
Especies de flora protegidas	37,3	62,7
Especies de fauna protegidas	66,9	33,1
Espacios protegidos	69,0	31,0

Fuente: Elaboración propia

Este patrón se mantiene si se corrige el conocimiento declarado y se analiza el conocimiento real. El Cuadro 4 presenta los resultados corregidos considerando tres indicadores de conocimiento real: el mencionar alguna especie o espacio, el mencionar alguna especie o espacio realmente protegido y que todos los espacios mencionados estén realmente protegidos. Como se puede ver aunque los porcentajes son menores la jerarquía entre los tres componentes protegidos del patrimonio natural se mantiene constante. Curiosamente la especie de flora mencionada de manera más frecuente como protegidas en Aragón resultaron no estar protegidas en realidad.

Cuadro 4. Conocimiento corregido de espacios y especies protegidos en aragón (n = 1001)			
	Menciona alguna	Menciona alguna correcta	Menciona todas correctas
Especies de Flora	32,0	15,3	6,5
Especies de Fauna	61,8	51,2	10,7
Espacios	66,4	62,5	54,0

Fuente: Elaboración Propia

Respecto a las variables de actitudes y hábitos hacia el medio ambiente un 35,4% de la población declara que sale al campo por motivos de ocio menos de una vez al mes. Las salidas al campo están relacionadas con el lugar de residencia (salen más al campo las personas que residen en

comarcas rurales) y con el grado de conocimiento de la naturaleza por parte de los entrevistados (salen más al campo los que declaran conocer especies protegidas de flora y fauna así como espacios protegidos).

Estimación de la DAP y de las funciones de valor

A partir del estudio de las respuestas dadas en la encuesta por los individuos a las preguntas de valoración, lo que nos proponemos en este apartado es la estimación y cálculo de las funciones de valor mediante los modelos descritos en el marco teórico, comparando sus resultados con las expectativas teóricas

El cuadro 5 recoge los resultados brutos obtenidos en las distintas preguntas de valoración. La primera fila recoge los resultados de la pregunta donde se clasificaba a los entrevistados entre personas que están en el mercado y personas que no están en el mercado. La segunda es el análisis de las respuestas de las personas que responden afirmativamente a la pregunta dicotómica de valoración. Esta muestra es la utilizada tanto para los modelos básicos como para el modelo con incertidumbre.

Cuadro 5. Aceptación del mercado hipotético y DAP

	% Respuestas afirmativas	% Respuestas negativas	% NS/NC
Está dispuesto a contribuir (N= 1001)	40,7	55,7	3,6
Pagaría un precio (N = 408)	54,7	38,7	6,6

Fuente: Elaboración Propia.

Para poder usar el modelo *Spike* se han analizado las respuestas negativas a la pregunta sobre la DAP. A estos individuos se les preguntaba la razón de su respuesta negativa y sus respuestas fueron clasificadas en ceros reales y respuestas protesta. Las primeras son las de aquellas personas que no están en el mercado por que los precios son superiores a su DAP (que es

nula) ya que carecen de recursos o no dan importancia al bien objeto de estudio mientras que las segundas rechazan el ejercicio de valoración ya sea por el vehículo de pago, la distribución de derechos de propiedad o cualquier otro motivo¹⁸. De las 557 respuestas negativas a la primera pregunta de valoración, 321 (57,6%) han sido considerados como ceros reales y 236 (42,4%) como respuestas protesta, que no han sido utilizadas en el análisis. La muestra utilizada en el modelo *Spike* está compuesta, por tanto, de 702 individuos: los 381 que están en el mercado y aceptan el escenario de valoración y los 321 que consideramos como ceros reales.

Análisis de los resultados de modelo dicotómico simple. Comparación de los escenarios Hanemman-Cameron

Cuando trabajamos con variables dependientes que tienen una naturaleza discreta y que toman valores [0,1] la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (modelo de probabilidad lineal) son ineficientes y generan problemas de normalidad en las perturbaciones aleatorias. Una posibilidad frente al modelo de probabilidad lineal es construir un modelo donde la probabilidad de que la variable dependiente tome el valor 1 venga dada por una función que tome valores entre 0 y 1, y que no sea necesariamente lineal en las variables explicativas. Algunas posibilidades comúnmente utilizadas son las funciones de distribución acumulada (CDF) de variables aleatorias unidimensionales, la normal estándar (modelo *Probit*) la *log-Weibull* (modelo *Gompit*) y otras funciones como la logística (*Logit*).¹⁹

A través de estos modelos, estimados por máxima verosimilitud, tratamos de obtener la probabilidad de que la variable dependiente tenga un valor igual a uno, en nuestro caso probabilidad de que un individuo esté o no dispuesto a pagar el precio propuesto por la conservación del patrimonio natural y, bajo el enfoque de Hanemann (1984), estimar la DAP media. En segundo lugar, tratamos de analizar las variables socioeconómicas y de

¹⁸ En este caso se ha procedido a diferenciar estos dos grupos ya que el objetivo es valorar el bien y no la política. Si se quisiera valorar la política de protección (incluyendo en un paquete todos los aspectos relacionados con efectos distributivos, etc.) estas respuestas protesta serían ceros reales ya que rechazan parte del paquete que se quiere valorar.

¹⁹ Para mayor detalle de estas técnicas en Maddala (1983), Chow (1983), Franses (2001) y Ramajo (2002), entre otros.

opinión que afectan a la probabilidad de que el individuo acepte o no pagar el precio inicialmente propuestos. Y por último obtenemos los resultado del modelo bajo el enfoque simple propuesto por Cameron y James (1986) y especificado en la introducción teórica.

Tabla 2. Modelos *logit* y *probit* de la pregunta dicotómica sin variables socioeconómicas. Enfoque Hanemann (1984)

Variables	Modelo <i>Logit</i>			Modelo <i>Probit</i>		
	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
Constante	1.87155	9.205801	0.0000	1.144997	9.716371	0.0000
Precio	-0.030856	-8.903326	0.0000	-0.018455	-9.790996	0.0000
Log. Func. Verosim.		-202.8229			-202.6222	
Estadístico LR		111.3887			111.7902	
Probabilidad LR		0.000000			0.000000	
R^2 de McFadden		0.215438			0.216214	
% Predicc. Correctas		70.60			70.60	
Porcentaje de mejora*		29.11			29.11	
N		381			381	
Media DAP		60.654 €			62.042 €	
Media Truncada DAP		69.594 €			74.225 €	
Mediana DAP		60.654 €			62.042 €	

Fuente: Elaboración Propia.

* Porcentaje de mejora del modelo con respecto a otro que únicamente incluye el término constante.

Como puede observarse a partir de la tabla 2, la DAP por parte de los individuos para la conservación de las especies y espacios en Aragón, se encuentra en torno a sesenta euros. En cambio la media truncada,-tomando como cota máxima el percentil noventa de la DAP declarada (90 €)-, toma un valor de 69.564 € en el modelo *logit* y de 74.225 € en el *probit*. En cuanto a la validación del modelo, destaca la alta significatividad de las variables explicativas introducidas, así como la validez general del modelo, demostrada con el test de razón de verosimilitud. Se obtiene un 21,1% de predicciones correctas frente a un modelo con inclusión únicamente del término constante.

En la tabla 3 se recogen los resultados de los modelos con variables socioeconómicas. El criterio de selección elegido ha sido, siguiendo como patrón los comportamientos esperados con base en la teoría económica, la inclusión de aquellas variables explicativas que han mostrado un mejor

comportamiento, utilizando criterios como la t de Student, el porcentaje de aciertos, el estadístico de razón de verosimilitud y el R^2 de McFadden como medidas de la bondad del ajuste.

Tabla 3. Modelos *logit* y *probit* de la pregunta dicotómica con variables socioeconómicas. Enfoque Hanemann (1984)

Variables	Modelo Logit			Modelo Probit		
	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
Constante	0.961813	2.153121	0.0313	0.572316	2.134054	0.0328
Precio	-0.033598	-8.812744	0.0000	-0.019634	-9.682966	0.0000
Recicla Papel	0.668849	1.868150	0.0617	0.410496	1.925964	0.0541
Renta Baja	-0.702344	-2.545600	0.0109	-0.403673	-2.502438	0.0123
Con. Espacios Protegidos	0.839961	2.724034	0.0064	0.482867	2.640120	0.0083
Importa el M.A	0.521160	1.829550	0.0673	0.293076	1.797294	0.0723
Log. Func. Verosim.		-173.0433			-173.2505	
Estadístico LR		138.3462			137.9318	
Probabilidad LR		0.000000			0.000000	
R^2 de McFadden		0.285584			0.284728	
% Predicc. Correctas		79.83			79.83	
Porcentaje de mejora*		51.35			51.35	
N		357			357	

Fuente: Elaboración Propia.

* Porcentaje de mejora del modelo con respecto a otro que únicamente incluye el término constante.

Antes de realizar cualquier comentario sobre ambos modelos, merece la pena aclarar que lo se pretende analizar aquí es la influencia de determinadas variables sobre la probabilidad de que un individuo conteste afirmativa o negativamente a la pregunta dicotómica planteada. Las variables introducidas en el modelo, y que todas ellas han mostrado los signos esperados son:

PRECIO, variable discreta con cinco niveles (6, 18, 36, 60 y 120 euros) que recoge el precio de partida ofrecido en la pregunta dicotómica de valoración y que con signo negativo indica que cuanto mayor es el precio de salida que se le plantea al individuo menor es la probabilidad de que responda afirmativamente a la pregunta dicotómica de valoración;

RECICLA PAPEL, variable dicotómica que toma el valor uno si la persona entrevistada declara reciclar papel y cero en caso contrario, y que como era esperado toma valores positivos, señalando que aquellos individuos que tienen una mayor concienciación con respecto al reciclado tienen una probabilidad mayor de aceptar el precio ofrecido;

RENTA BAJA es una variable dicotómica que toma el valor uno si la persona declara tener una renta familiar inferior a 1200€ y cero en caso contrario. Tanto para el modelo *logit* como para el *probit* presenta un signo correcto, puesto que cuanto menor es la renta de los individuos menor es su DAP;

CONOCE ESPACIOS PROTEGIDOS, variable que muestra un valor igual a uno cuando el individuo a declarado algún espacio que realmente está protegido y cero para el caso opuesto. Como indica el signo obtenido, los individuos con un mayor conocimiento de los entornos naturales protegidos de Aragón mostrarán una probabilidad mayor a aceptar el pago propuesto y

IMPORTA MEDIO AMBIENTE, que adopta el valor uno cuando el individuo entrevistado ha mostrado alta sensibilidad ante cuestiones como la contaminación atmosférica, la extinción de especies, el calentamiento global, los residuos sólidos urbanos, la desertificación, los incendios forestales o la contaminación de los ríos y cero en el resto de los casos, por tanto, del resultado de la estimación se puede extraer, como era de esperar, que cuanto mayor sea el grado de concienciación del individuo con respecto a los problemas ambientales que le rodean mayor será su disposición a aceptar el precio propuesto por el encuestador.

Como podemos comprobar en la tabla 3, todas las variables son significativas al 5% a excepción de *importa medio ambiente* y *recicla papel*, que los son al 10%. El modelo como muestra el test de razón de verosimilitud es válido en general, destacando la alta capacidad predictiva del modelo, que muestra una capacidad explicativa media de casi un 80% lo que supone un 51,3% de mejora con respecto a un modelo que incluye sólo el término constante.

Por último calculamos los resultados de la DAP bajo el enfoque de Cameron y James (1986), de forma que asumimos una forma funcional para la función de valoración *log-lineal*, $Log(y_i) = x_i\gamma + \varepsilon_i$, donde y_i representa la DAP del individuo i y ε_i es el componente aleatorio derivado de la omisión de variables relevantes, obteniendo los resultados mostrados en la tabla 4, en el que todas las variables explicativas tienen los signos esperados y son significativas al 5%. Además debemos recordar que una de las principales potencialidades de este enfoque es que los coeficientes obtenidos pueden ser directamente interpretados como la variación porcentual de la DAP ante un cambio unitario de las variables explicativas. La media de la DAP es ligeramente superior a la calculada bajo el enfoque de Hanemann (1984), acercándose más, como era de esperar, al valor de la media truncada calculada bajo ese enfoque.

Tabla 4 Modelo de disposición al pago simple bajo el Enfoque Cameron y James (1986)

Variables	Coeficiente	Estadístico t	Probabilidad
Constante	3.083909	10.59623	0.0000
Recicla Papel	0.472434	2.058701	0.0395
Renta Baja	-0.405528	-2.159260	0.0308
Con. Espacios Protegidos	0.506185	2.311229	0.0208
Importa el M.A	0.379430	2.159326	0.0308
σ_ε	1.007429	9.342243	0.0000
σ_e			
σ_v			
Log. Func. Verosim.		-160.1908	
Criterio Inf. Akaike		0.931041	
Criterio Schwarz		0.996213	
N		357	
Media DAP		85.17€	
Mediana DAP		51.27€	

Fuente: Elaboración Propia.

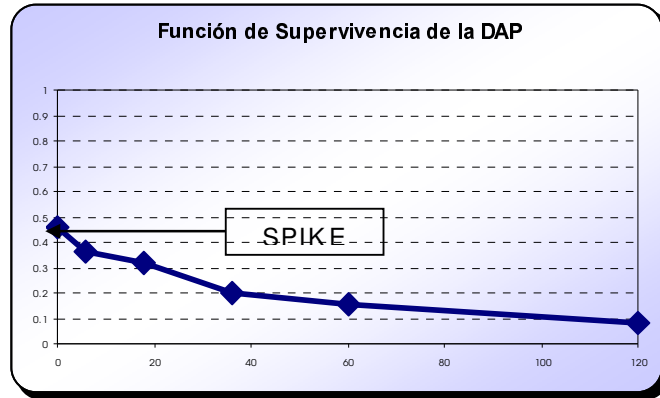
Análisis de los resultados del modelo *Spike*²⁰.

Reconsiderando los ceros protestas según los criterios comentados en la introducción y estableciendo que la DAP se distribuye como una logística, -especificada en el marco teórico-, estimamos por máxima verosimilitud [14] obteniendo los siguientes resultados.

Cuadro 9. Comparación de resultados: modelos <i>spike</i> y <i>logit</i> .						
Variable	Modelo <i>Logit</i>			Modelo <i>Spike</i>		
	Coeficiente	Estadístico t	Probabilidad	Coeficiente	Estadístico t	Probabilidad
Constante	-0.030821	-0.242641	0.8083	0.063163	0.832052	0.4054
Precio	-0.017825	-6.700732	0.0000	0.023896	14.98919	0.0000
Log. Func. Verosim.		-410.9010			-693.5695	
Criterio Inf. Akaike		1.176356			1.981679	
Criterio Schwarz		1.189330			1.994654	
Estadístico LR		55.83271			51.98432	
Probabilidad LR		0.000000			0.000000	
N		702			702	
Media DAP		-1.72€			30.34€	
Mediana DAP		-1.72€			2.64€	

La aplicación de un modelo *logit* siguiendo la formulación propuesta por Hanemann (1984) genera debido a la alta presencia de ceros una DAP per cápita negativa e igual a menos -1,72€. Por tanto lo mas adecuado es aplicar un modelo *Spike* que asigna una probabilidad distinta de cero a las respuesta cero a diferencia del *logit*. El valor del *Spike*, probabilidad de que la DAP sea igual a cero, es igual a 0,52, es decir, la unidad menos el valor 0,48 obtenido de aplicar [20] . La media de la DAP obtenida a partir del modelo *Spike* es de 30,34€, frente a los -1,72€ obtenidos con el modelo *logit*. La mediana es 2,64€, registrándose una gran diferencia con respecto a la media quedando demostrado que la distribución de la DAP para la conservación en Aragón es asimétrica.

²⁰ Las aplicaciones más destacadas hasta el momento de los modelos *Spike* han sido las realizadas por Kristrom, B. (1997) para el caso del Ferry entre Suecia y Finlandia y para el aeropuerto de Bromma. En España destacan los estudios de Del Saz *et al*, (2001) sobre los beneficios sociales de la remodelación urbanística de la fachada litoral de Valencia. Por último y de reciente aparición, señalar la aplicación de *Spike* aplicados a modelos dicotómicos de valoración contingente, por Yoo y Kwak (2002).



En función de los resultados obtenidos parece apropiada aplicar el modelo *Spike* en nuestro caso, donde la distribución de la DAP es asimétrica y existe una considerable proporción de la población que declara una DAP igual a cero.

Análisis de los resultados del modelo con incertidumbre

A partir de las respuestas obtenidas sobre el nivel de incertidumbre (Cuadro 10) destaca que casi el 5% de los individuos que están dispuestos a pagar el precio propuesto y el 11% de los que no lo están, muestran un nivel de seguridad bajo de su respuesta. En cambio es mucho mayor el grupo de individuos que tienen certeza plena de su preferencia declarada, siendo casi el doble en términos relativos en los individuos que responden de forma positiva frente a los que lo hacen con un no. Por último, cabe reseñar que la mayor parte de los individuos se encuentra entre los que se muestran prudentes en su respuesta (intervalo comprendido entre 50 y 100) representando casi el 60% de los individuos totales.

Cuadro 10. Distribución de respuestas por grado de certeza (porcentaje relativo entre paréntesis)

Respuesta	NIVEL DE CONFIANZA			Total
	<50%	>=50 y <100%	100%	
Sí	11	119	93	223
%	4,94%	53,36%	41,70%	100%
No	18	106	34	158
%	11,39%	67,10%	21,51%	100%
Total	29	225	127	381
%	7,61%	59,05%	33,33%	100%

Con el objetivo de tener en cuenta la incertidumbre en nuestros modelos, asumimos una forma funcional para la función de valoración *log-lineal*, $Log(y) = x\gamma + \varepsilon$, donde y representa la DAP del individuo i y ε es el componente aleatorio derivado de la omisión de variables relevantes. El vector x esta compuesto por las variables ya especificadas anteriormente, RECICLA PAPEL, RENTA BAJA, CONOCE ESPACIOS PROTEGIDOS y IMPORTA MEDIO AMBIENTE. Por tanto, una estimación por maximización de la función de verosimilitud [21] nos llevará a obtener una DAP en la que todavía no se ha eliminado el sesgo generado por la incertidumbre.

Consideraremos la incertidumbre estimando un modelo de la misma naturaleza que el anterior, pero en el que la DAP y solamente tendrá valores igual a 1 para aquellos casos en los que el grado de certeza de su respuesta sea plena (según el diseño de nuestra encuesta igual a 10).

Por último, calcularemos la DAP media, con el planteamiento bietápico de inclusión de las preferencias inciertas en el modelo de probabilidad. Para la codificación de las preferencias declaradas hemos utilizado el criterio de Li y Mattsson (1995) en el que una respuesta afirmativa con un nivel de confianza del 40% es equivalente a una respuesta negativa con un 60% de certeza. Los resultados obtenidos, fruto de la estimación por máxima verosimilitud de [21],[25]y[29] han sido resumidos en la siguiente tabla,

Aunque la información más relevante, tanto de naturaleza económica como estadística, queda resumida en el cuadro 11, creemos conveniente resaltar las siguientes características de los tres modelos planteados. En el primer modelo (ya comentado en el anterior apartado) la DAP calculada es, como era de esperar, la más alta de todas las mostradas ya que está sobrevalorada por la presencia en los residuos del componente incertidumbre.

El segundo modelo, en el que la incertidumbre es tratada a través de la recodificación, de las repuestas de aceptación del precio ofertado, presenta coeficientes con los signos esperados, siendo todos significativos al 5% a excepción de conocimiento de espacios protegidos que lo es al 10%. El término constante no es significativo aunque hemos decidido mantenerlo para obtener estadísticos de ajuste centrados. En cuanto al valor estimado de la DAP es consistente con los obtenidos por Loomis y Ekstrand (1998) y Berrens y et al. (2002). Esta opción metodológica que considera la incertidumbre, tiende a reducir en mayor cuantía la DAP -en nuestro caso casi un 60 por cien-, ya que establece unas condiciones muy estrictas en el tratamiento de la variable aceptación del precio ofertado (PAGA).

Por último, el modelo bietápico es el que muestra unas propiedades estadísticas mejores, mostrando todos los estimadores los signos esperados y siendo significativos al 1% en la segunda etapa. Estos estimadores serán, debido a su mayor consistencia, los que utilizaremos para en calculo de la expresión [23], obteniendo una DAP de 56,72€, una vez que a la varianza estimada se le ha eliminado el posible sesgo que podía mostrar por la inclusión del componente incertidumbre, que en nuestro caso toma el valor de 0,79 y que generaba una sobrestimación, calculada como $e^{\frac{\sigma_v^2}{2}}$, de 1,36 veces mayor que el verdadero valor.

V.- CONCLUSIONES

En este trabajo se han presentado los resultados de la aplicación de una herramienta para cuantificar las sanciones asociadas a las afecciones a la flora, fauna y espacios protegidos. En él se han considerado dos problemas básicos asociados a la valoración de intangibles: la posibilidad de que parte de la población otorgue un valor cero al bien objeto de estudio y la incertidumbre asociada a la valoración de bienes poco familiares para los consumidores.

Cuadro 11. Resumen de las medias DAP calculadas bajo distintos enfoques (Euros / Año).

Modelos Básicos		Reconsideración de las valoraciones nulas	Con inclusión de incertidumbre	
<i>Hanemann (1984)</i>	<i>Cameron y James (1986)</i>	<i>Kriström (1990)</i>	<i>Recodificado</i>	<i>Bietápico</i>
Logit	Probit			
60,65	62,04	85,17	30,34	36,62
				56,72

Los resultados muestran que el modelo básico de valoración contingente, propuesto por Hanemann (1984), genera estimaciones sesgadas al alza al descartar a todos los individuos que no participan en el mercado hipotético. Este modelo no debería ser utilizado cuando una parte importante de la población esté fuera del mercado y la distribución de la DAP muestre un comportamiento asimétrico que, al incluir las respuestas negativas a la pregunta de valoración, proporcione un valor estimado negativo. La alternativa es la utilización del modelo *Spike*, que permite incluir a los individuos que expresan una DAP nula y corregir a la baja las estimaciones sesgadas que proporciona el modelo de básico. La corrección supone una reducción del valor medio en un 50% similar al porcentaje de ceros reales existentes en la muestra final.

Otra alternativa al modelo básico es la propuesta por Cameron y James (1986). En su formulación más sencilla, los resultados son similares a los del modelo básico. Sin embargo, en este modelo es posible considerar el efecto de la incertidumbre sobre las valoraciones declaradas ya que el

componente aleatorio puede ser dividido en un componente de incertidumbre y otro de omisión de variables. Para la inclusión de este componente de incertidumbre la opción de recodificación genera una disminución de la DAP media mayor que la estimación conjunta propuesta por Li y Mattsson (1995). Comparando el efecto de la omisión de los valores cero y la omisión de la incertidumbre se puede contrastar que el sesgo al alza es mayor en el primer caso que en el segundo sea cual sea el enfoque utilizado para la inclusión de la incertidumbre.

Este resultado parece concordar con las recomendaciones del NOAA respecto a la corrección de las estimaciones obtenidas con el método de valoración contingente a partir de formatos de pregunta dicotómica. Aunque tal como menciona Harrison (2002) en el momento de redactar dicha recomendación, ésta carecía de base científica, parece que su recomendación de prudencia podría justificarse por la falta de consideración de la incertidumbre o los individuos fuera del mercado.

Finalmente cabe plantearse la inclusión simultánea de ambos tratamientos: un modelo *Spike* que considere la incertidumbre. Ello permitiría tener una muestra mayor así como poder incluir la probabilidad acumulada en cero en los modelos de incertidumbre. Sin embargo, esta combinación presenta bastantes problemas tanto econométricos como de asignación de certeza a los valores cero. Adicionalmente se podría contrastar una medición subjetiva de la certeza (las respuestas otorgadas por los entrevistados) con una medición objetiva (volver a entrevistar a la misma muestra un tiempo después y comprobar las diferencias en sus respuestas), ya que la incertidumbre sobre la certeza declarada no está comprobada. Así mismo se debería llevar a cabo un análisis *Delphi* para poder desagregar el valor total obtenido para las distintas especies y espacios protegidos y hacer operativa esta herramienta para el cálculo de las compensaciones por daños asociadas a las afecciones a los distintos componentes del patrimonio natural.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Barreiro, J., Pérez y Pérez, L., del Saz, S. (1998): "Valoración Contingente y Protección de Espacios Naturales". *Revista Valenciana d'Estudis Autònoms*, 23, pp. 355-372.
- Barreiro, J. (1999a): "*Beneficios y Costes de los Espacios Naturales Protegidos*" V Jornadas sobre Desarrollo Sostenible de Urdaibai, Sukarrieta, 27-29 Octubre.
- Barreiro, J. (1999b): "*Valoración de los beneficios derivados de la protección de espacios naturales: el caso del Parque Nacional de Ordesa y Monte Perdido*". Ministerio de Medio Ambiente, Publicaciones del Organismo Autónomo Parques Nacionales, Colección Técnica, Madrid, 190 pp.
- Bateman, I., Willis, K.G., (1999): "*Valuing Environmental Preferences : Theory and Practice of the Contingent Valuation Method in the US, EU, and Developing Countries*". Oxford England ; New York: Oxford University Press.
- Bateman, I. Langford, I. (1997): "Non-Users' Willingness to Pay for a National Park: An Application and Critique of the Contingent Valuation Method". *Regional Studies*, Vol. 31(6), pp. 571-582.
- Brown, G. Shorgen, J. (1998): "Economics of the Endangered Species Act". *Journal of Economic Perspectives*, 12(3), pp. 3-20.
- Berrens, R. P., Jenkins-Smith, H., Bohara, A. Silva C. (2002): "Further Investigation of Voluntary Contribution Contingent Valuation: Fair Share, Time of Contribution, and Respondent Uncertainty," *Journal of Environmental Economics and Management*. July, 44, pp. 144-168.
- Bostedt, G., Boman, M. (1996): "Nonresponse in Contingent Valuation--Reducing Uncertainty in Value Inference," *Environmental and Resource Economics*. July, 8, pp. 119-24.
- Boyle, K. J., M. P. Welsh, M.P., Bishop, R.C. (1988): "Validation of Empirical Measures of Welfare Change: Comment," *Land Economics*. February, 64, pp. 94-98.
- Cameron, T. A., James, M.D. (1986): "Efficient Estimation Methods for "Closed-Ended" Contingent Valuation Surveys," *Economist Statistics*, 69, pp. 269-76.
- 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*. September, 15, pp. 355-379.
- Carson, R. Jeon, Y. (2000): "*On Overcoming informational Deficiencies in Estimating Willingness to Pay Distributions*". Xth Annual Conference of the European Association of Environmental and Resource Economists, Crete – Greece.

Champ, P., Bishop, R., Brown, T. McCollum, D. (1997): "Using Donation Mechanisms to Value Nonuse Benefits from Public Goods". *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 33, pp. 151-162.

Del Saz, S., García Menéndez, L. (2001): "Willingness to Pay for Environmental Improvements in a Large City: Evidence from the Spike Model and from a Non-Parametric Approach," *Environmental and Resource Economics*. October, 20, pp. 103-112.

Departamento de Medio Ambiente (2002): *Estrategia para la Conservación de la Naturaleza en Aragón (ECNA)*. Gobierno de Aragón.

Dubourg, W.R., Jones-Lee, M.W. Loomes, G. (1994): "Imprecise Preferences and the WTP-WTA Disparity". *Journal of Risk and Uncertainty*, 9, 115-133.

Dubourg, W.R., Jones-Lee, M.W. Loomes, G. (1997): "Imprecise Preferences and Survey Design in Contingent Valuation". *Economica* 64, 115-133.

Eagle, J. Betters, D. (1998): "The Endangered Species Act and Economic Values: A Comparison of Fines and Contingent Valuation Studies". *Ecological Economics*, 26, pp. 165-171.

EIN Aragón (2002): "*Inventario socioeconómico y dinamización Local para el PORN de la ZEPA de la Laguna de Gallocanta. Estudio Específico de Turismo*". Informe para la Dirección General de Conservación de la Naturaleza, Departamento de Medio Ambiente, Gobierno de Aragón.

Elorrieta, I. Castellano, E. (1999): "*Valoración Integral de la Conservación de la Biodiversidad de la Comunidad Foral de Navarra*". Comunicación al 3^{er} Congreso de Economía Navarra, Pamplona.

Hanemann, W. M. (1984): "Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses," *American Journal of Agricultural Economics*, 66, pp. 332-41.

Hanley, N., Spash, C. Walker, L. (1995): "Problems in Valuing the Benefits of Biodiversity Protection". *Environmental and Resource Economics*, 5 249-272.

Johansson, P.O., Kristrom, B., K. G. Maler. B.K. (1989): "Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Response Data: Comment," *American Journal of Agricultural Economics*, 71, pp. 1054-56.

Kaninen, B. Kristrom, B. (1993): "Sensitivity of Willingness to Pay Estimates to Bid Design in Dichotomous Choice Valuation Models: Comment". *Land Economics*, Vol. 69(2), pp. 199-202.

Kristrom, B. (1990): "*Valuing Environmental Benefits Using the Contingent Valuation Method*," Umea Economic Studies . University of Umea., 219 pp.

Kristrom, B. (1997): "Spike Models in Contingent Valuation," *American Journal of Agricultural Economics*, 79, pp. 1013-23.

- Li, C. Z., Mattsson, L. (1995): "Discrete Choice under Preference Uncertainty: An Improved Structural Model for Contingent Valuation," *Journal of Environmental Economics and Management*. March, 28, pp. 256-69.
- Loomis, J., Ekstrand, E. (1998): "Alternative Approaches for Incorporating Respondent Uncertainty When Estimating Willingness to Pay: The Case of the Mexican Spotted Owl," *Ecological Economics*. October, 27, pp. 29-41.
- Maddala, G. S. (1986): *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press. Cambridge.
- Mcfadden, D., Leonard, G.K. (1993): "Issues in the Contingent Valuation of Environmental Goods: Methodologies for Data Collection and Analysis," en Hausman (Ed.) *Contingent Valuation a Critical Assessment*, North-Holland, Amsterdam 503 pp.
- Patterson, D. A., Duffield J.W. (1991): "Comment on Cameron's Censored Logistic Regression Model for Referendum Data," *Journal of Environmental Economics and Management*, May, 20, pp. 275-83.
- Pérez y Pérez, L., Barreiro, J., Barberán, R., Del Saz (1998): *El Parque Posets-Maladeta. (Aproximación Económica a su Valor de Uso Recreativo)*. Publicaciones del Consejo de protección de la Naturaleza de Aragón, Serie Investigación, Número 8. Zaragoza, 114 p.
- Ramajo, J. (2002): *Econometría Aplicada. Técnicas y modelos básicos*. Universitas. Badajoz.
- Sagoff, M. (1988): "Some Problems with Environmental Economics". *Environmental Ethics*, Vol. 10, pp. 55-74.
- Van Kooten, G. C., Krcmar, E., Bulte, E.H. (2001): "Preference Uncertainty in Non-Market Valuation: A Fuzzy Approach," *American Journal of Agricultural Economics*, 83, pp. 487-500.
- Vazquez, M.J., León, C. Araña, J. (2002): "Preferencias Imprecisas y Contexto en la Valoración de la Salud". *Revista de Economía Aplicada*, Número 30 (Vol. X), 79-108.
- Yoo, S. H., Kwak, S.J. (2002): "Using a Spike Model to Deal with Zero Response Data from Double Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation Surveys," *Applied Economics Letters*. November, 9, 929-32.