

## Las preferencias discontinuas en los experimentos de elección: impacto en el cálculo de la prima de los programas agroambientales

María Espinosa-Goded<sup>a</sup> y Jesús Barreiro-Hurlé<sup>b</sup>

---

**RESUMEN:** En los experimentos de elección se presupone que los individuos consideran todos los atributos que describen un bien a la hora de escoger su opción preferida. Sin embargo, existe evidencia de que los individuos pueden obviar algún atributo. Este trabajo investiga el impacto derivado de las preferencias discontinuas en las estimaciones de la compensación necesaria para acogerse a la medida agroambiental relativa a la siembra de leguminosas en secano. La consideración de las preferencias discontinuas mejora la bondad de ajuste de los modelos, sin embargo únicamente afecta de manera significativa a la compensación demandada por uno de los cuatro atributos no monetarios que definen el programa agroambiental para la submuestra de los agricultores no participantes y en dos atributos para la submuestra de participantes en el programa agroambiental.

**PALABRAS CLAVE:** Experimento de elección, medidas agroambientales, modelo logístico de parámetros aleatorios, precios implícitos, preferencias discontinuas.

**Clasificación JEL:** C25, C52, Q12, Q18.

---

### Discontinuity of preferences in choice experiments: the impact on the evaluation of the agri-environmental premium

---

**SUMMARY:** In the choice experiment framework it is assumed that respondents consider all the attributes when making their choices. However, there is evidence that respondents may not consider all the attributes. This study investigates the impact derived from the discontinuity of preferences in the agri-environmental premium estimations related to the cultivation of rain fed forage crops. There is an improvement in the model goodness of fit when considering the discontinuity of preferences, however it only influences significantly in one of the four non-monetary attributes that defined the agri-environmental scheme for the sub-sample of farmers non-participants and in two attributes for the sub-sample of participants.

**KEYWORDS:** Choice experiment, agri-environmental schemes, random parameter logit model, implicit prices, discontinuity of preferences.

**JEL classification:** C25, C52, Q12, Q18.

---

<sup>a</sup> Institute for Prospective Technological Studies (IPTS). Joint Research Center, Comisión Europea, Sevilla.

<sup>b</sup> Área de Economía y Sociología Agraria. IFAPA-Centro Camino de Purchil, Granada.

*Agradecimientos:* Este investigación ha sido financiada por el INIA-MICINN y los fondos FEDER en el marco del proyecto DISOPTIPOL (RTA2005-0020). JBH realizó este trabajo mientras estaba contratado por el programa de incorporación de doctores al sistema INIA-CCAA, parcialmente financiado por el Fondo Social Europeo. Los autores quieren agradecer, sin perjuicio de la responsabilidad por los errores que puedan persistir, los comentarios realizados por los revisores anónimos y el comité editorial que han permitido mejorar la presentación del artículo publicado.

Las opiniones expresadas en este artículo son las de los autores y no reflejan la posición oficial de la Comisión Europea.

*Dirigir correspondencia a:* María Espinosa-Goded. E-mail: mariap.espinosa.ext@juntadeandalucia.es

Recibido en junio de 2009. Aceptado en enero de 2010.

## 1. Introducción

En la última década los experimentos de elección (EE) (Louviere *et al.*, 2002) se han convertido en uno de los métodos de valoración basados en preferencias declaradas más extendidos. En la mayoría de las aplicaciones de los EE, la hipótesis básica que da lugar al axioma de la continuidad es que hay una sustitución ilimitada entre los atributos que describen las alternativas en cada elección. Por tanto, el axioma de la continuidad no asume la posibilidad de que los individuos únicamente consideren una selección de los atributos en la elección, ignorando el resto de atributos (Hensher *et al.*, 2005). Sin embargo, estudios recientes han demostrado que algunos individuos no consideran todos los atributos, por tanto, si se ignoran estas preferencias discontinuas en la modelización se obtiene una estimación sesgada de la utilidad que cada atributo proporciona al individuo (Hensher *et al.*, 2005; Rosenberger *et al.*, 2003; DeShazo y Fermo, 2002; Sælensminde, 2001; Gelso y Peterson, 2005; Campbell y Lorimer, 2009; Campbell *et al.*, 2006 y 2008; Scarpa *et al.*, 2009; Carlsson *et al.*, 2009; Qin, 2009). Todos estos casos se han centrado en la disposición a pagar por un bien ambiental (enfoques de demanda), aunque nada descarta que cuando se valora la compensación necesaria por llevar a cabo una medida (enfoque de oferta), el problema de las preferencias discontinuas también sea relevante.

El objetivo de este trabajo es el estudio de las preferencias discontinuas de los individuos y su implicación en las estimaciones de los precios implícitos de una medida agroambiental (MA). Para ello, se contrasta el potencial impacto de la discontinuidad de las preferencias de los agricultores en la compensación necesaria por implementar distintos requisitos asociados a la medida agroambiental de siembra de leguminosas. La modelización de las decisiones de los agricultores permite estimar las relaciones de sustitución entre los diferentes niveles de los atributos, especialmente respecto al nivel de la prima que determina la valoración monetaria para cada atributo. Este conocimiento es fundamental a la hora de informar a los gestores ambientales.

Las MA pueden entenderse como un contrato entre el agricultor y la administración pública: éstos deben implementar un cambio en la gestión de su explotación para mejorar el medio ambiente y la administración les ofrece a cambio una prima compensatoria por superficie acogida. El pago se calcula en base al lucro cesante y a los costes adicionales necesarios para poner en práctica la MA. La gran cantidad de gasto público que se destina a estas medidas (6,8 billones de € en el presupuesto de la UE 2007-2013), así como su carácter voluntario ha motivado que muchos investigadores hayan estudiado los factores que afectan a la adopción (para una revisión se puede consultar Siebert *et al.*, 2006). De los estudios basados en la participación actual (Wynn *et al.*, 2001; Wossink y Wenum, 2003; Vanslebrouk *et al.*, 2002) se derivan posibles mejoras para el diseño de las mismas, pero únicamente un estudio ha contrastado si éstas serían aceptadas por los agricultores y a que coste (Ruto y Garrod, 2009).

Por lo tanto, este trabajo representa una doble contribución a la literatura. Por un lado, es la primera aplicación en la literatura consultada donde se han estimado los parámetros para la sub-muestra de individuos que declaran ignorar el atributo me-

dian­te la incorpo­ra­ción de la heteroge­neidad en la media, frente a la prác­ti­ca más ha­bi­tual en la que se re­strin­ge a ce­ro el ni­vel de los pa­rá­me­tros para los in­di­vi­duos con pre­fe­ren­cias dis­con­ti­nuas. Por otro la­do, la e­va­luación por parte de los agri­cul­to­res de al­ter­na­tivas en el de­se­ño de polí­ti­cas agri­arias es un cam­po po­co de­sar­rolla­do. A pesar de que el es­tudio de las pre­fe­ren­cias de los agri­cul­to­res es ca­da vez más fre­cuen­te (Roessler *et al.*, 2007; Birol *et al.*, 2006; Scarpa *et al.*, 2003a y 2003b), úni­ca­mente te­ne­mos co­no­ci­mien­to de la in­ves­ti­ga­ción re­ali­za­da por Ruto y Garrod (2009) con un en­fo­que es­pe­cí­fico en las me­di­das agro­am­bien­ta­les. La apli­ca­ción pre­sen­ta­da, a di­fe­ren­cia de la an­te­rior­mente ci­ta­da, se cen­tra en una me­di­da es­pe­cí­fica, lo cual per­mite ob­te­ner la es­ti­ma­ción de los pre­cios im­p­li­ci­tos para ca­da atri­bu­to co­si­de­ra­do.

El res­to del do­cumen­to se es­truc­tu­ra de la si­guien­te for­ma: en la se­gun­da se­cción se pre­sen­ta como tra­tar las pre­fe­ren­cias dis­con­ti­nuas en los EE, se­gui­da­mente se de­scri­be el de­se­ño del ex­pe­ri­men­to y el es­tudio de ca­so; en la se­cción 4 se pre­sen­ta la es­pe­ci­fi­ca­ción eco­no­mé­trica con es­pe­cial aten­ción a la co­si­de­ra­ción de la heteroge­neidad en la pre­fe­ren­cia se­gui­da por los re­sul­ta­dos y el do­cumen­to fi­na­li­za con las co­n­clu­sio­nes y las im­pli­ca­cio­nes para la me­jora del de­se­ño de las me­di­das agro­am­bien­ta­les.

## 2. La incorpo­ra­ción de las pre­fe­ren­cias dis­con­ti­nuas en los ex­pe­ri­men­tos de elec­ción

El axioma de la co­n­ti­nuidad de las pre­fe­ren­cias es bá­si­co en la teo­ría de la elec­ción del con­sumi­dor. Ésta es­tá tam­bién en la ba­se teó­rica de los EE, don­de el in­di­vi­duo elije la op­ción que le pro­por­ciona ma­yor uti­li­dad en­tre las op­cio­nes que se le pre­sen­tan. La uti­li­dad de un bien es el re­sul­ta­do de la uti­li­dad que le ge­ne­ran los ni­ve­les de ca­da uno de sus atri­bu­tos. Sin em­bar­go, exis­te e­vi­den­cia de que los in­di­vi­duos pue­den lle­var a ca­bo su elec­ción de ma­ne­ra no co­m­pen­sa­to­ria. Es de­cir, la elec­ción de la al­ter­na­tiva pre­fe­ri­da se ba­sa úni­ca­mente en la uti­li­dad que le ge­ne­ra el ni­vel del atri­bu­to/los atri­bu­tos más im­por­ta­ntes. Si los in­di­vi­duos pre­sen­tan una je­rar­quía de va­lo­res signi­fi­ca que ex­presan sus pre­fe­ren­cias le­xi­co­grá­fi­ca­mente (Rosenberger *et al.*, 2003). Las pre­fe­ren­cias le­xi­co­grá­fi­cas re­pre­sen­tan una vio­la­ción del axioma de la co­n­ti­nuidad o co­m­pen­sa­ción en la teo­ría neoclá­si­ca<sup>1</sup>. Las pre­fe­ren­cias le­xi­co­grá­fi­cas se pue­den cla­si­fi­car como “es­tri­ctas” o “mo­di­fi­ca­das” (Lockwood, 1996). En el pri­mer ca­so, los atri­bu­tos son or­de­na­dos je­rar­quí­ca­mente del más im­por­ta­nte al me­nos im­por­ta­nte y la pre­fe­ren­cia es­tá de­ter­mi­na­da úni­ca­mente por los atri­bu­tos más im­por­ta­ntes. Las pre­fe­ren­cias le­xi­co­grá­fi­cas “mo­di­fi­ca­das” su­ponen que la elec­ción es­tá ba­sa­da úni­ca­mente en va­lo­res mí­ni­mos de los atri­bu­tos. Las pre­fe­ren­cias dis­con­ti­nuas tal y como se en­tienden en este es­tudio son un ca­so de pre­fe­ren­cias le­xi­co­grá­fi­cas es­tri­ctas ya que las elec­cio­nes es­tán ba­sa­das en un sub­con­jun­to de atri­bu­tos, ig­no­ran­do los ni­ve­les de los atri­bu­tos no co­si­de­ra­dos.

---

<sup>1</sup> Otras vio­la­cio­nes del prin­ci­pio de co­n­ti­nuidad o pre­fe­ren­cias no-co­m­pen­sa­to­rias son las pre­fe­ren­cias dis­yun­ti­vas, las pre­fe­ren­cias con­jun­ti­vas y la eli­mi­na­ción por as­pec­to. Para una re­vi­sión en de­ta­lle de las pre­fe­ren­cias no co­m­pen­sa­to­rias en la va­lo­ra­ción de bie­nes am­bien­ta­les se pue­de con­sul­tar Spash (2000) y Re­kola (2003).

Existen diversas razones que pueden llevar a los individuos a seguir este comportamiento. Dichas razones se pueden dividir en dos grupos: aquellas que implican que los individuos conscientemente truncan sus preferencias por uno o más atributos y aquellas que implican que los individuos tienen una capacidad limitada para procesar la información presentada, lo cual deriva en que éstos de forma inconsciente restrinjan el rango de atributos y/o niveles que consideran (Louviere *et al.*, 2005; Rose *et al.*, 2009; DeShazo y Fermo, 2002). Dentro del primer grupo, los individuos pueden fijarse únicamente en un atributo por el que tienen una preferencia negativa muy importante y por tanto no aceptar ningún intercambio entre este atributo y los demás (Spash y Hanley, 1995) o bien considerar que un atributo o conjunto de atributos tienen una importancia relativa muy alta (Luce *et al.*, 2000; Blamey *et al.*, 2002). En el segundo grupo, se asume que la presencia de preferencias discontinuas es función de la capacidad cognitiva del individuo. Esta capacidad se considera que depende, a parte de las características intrínsecas del individuo, de otros factores como sus actitudes o creencias, así como de otras características demográficas (Rosenberger *et al.*, 2003). Así mismo, el uso de reglas no compensatorias también se ve afectado por la complejidad de la elección que depende del número de alternativas en los conjuntos de elección, el número de atributos que describen las alternativas y la estructura de correlación entre los atributos en las alternativas, así como del número de repeticiones (Caussade *et al.*, 2005).

Normalmente, se asume que todas las elecciones se sitúan dentro de la capacidad cognitiva del individuo, que todos los atributos son significativos para el individuo y que el diseño es comprendido por los individuos (Hensher *et al.*, 2005), es decir, que las preferencias de los mismos son continuas. Sin embargo, si se aprecia un comportamiento de adaptación por parte de los individuos es importante considerarlo ya que, en caso contrario, los parámetros estimados, los precios implícitos y las estimaciones del cambio en el bienestar resultantes de considerar las preferencias como continuas estarán sesgados (DeShazo y Fermo, 2004). Por tanto, se hace necesario modificar la modelización de los datos obtenidos a partir de los EE para incorporar como han procesado los individuos la información disponible a la hora de tomar sus decisiones. Para incorporar la información sobre los atributos y niveles considerados por los individuos existen dos opciones: incorporar la información obtenida directamente de los individuos sobre los atributos y niveles que han considerados en las elecciones (Campbell *et al.*, 2006 y 2008; Carlsson *et al.*, 2009; Hensher *et al.*, 2005) o estimar los modelos incorporando reglas que permiten la no consideración de algún atributo (Scarpa *et al.*, 2009). En la aplicación presentada se ha optado por la primera de las aproximaciones. Para ello, el cuestionario utilizado incorporaba una pregunta donde los entrevistados debían señalar los atributos que habían considerado a la hora de elegir su opción preferida en los EE.

La incorporación de esta información en la modelización de las elecciones de los individuos se realiza generalmente restringiendo los niveles de los atributos que no han sido considerados a cero. Sin embargo, existe evidencia de una discrepancia entre lo que los individuos declaran y lo que realmente ejecutan ya que las estimaciones de los parámetros de los atributos que se declara han sido ignorados son en muchas ocasiones significativamente diferentes a cero (Carlsson *et al.*, 2009), resultando esta

estrategia de incorporación de la discontinuidad inapropiada. Como alternativa se ha propuesto no imponer restricciones en la estimación de los parámetros del atributo que los individuos declaran ignorar (Campbell y Lorimer, 2009). A diferencia del enfoque aplicado por Campbell y Lorimer (2009), donde se estiman parámetros diferentes para los atributos que han sido considerados e ignorados, en esta investigación se ha optado por una estrategia diferente. El modelo utilizado en este estudio permite considerar la información sobre si un individuo se ha fijado o no en el atributo a la hora de explicar la heterogeneidad de la media de los parámetros. Para ello, se utiliza un Modelo Logístico de Parámetros Aleatorios (MLPA) y se analiza si la información declarada (i.e. los atributos que han influenciado la decisión) está validada por sus elecciones. Así mismo, se han investigado los factores que determinan que los individuos consideren o ignoren los atributos.

### 3. Descripción del caso de estudio

Como base del experimento de elección se ha utilizado una MA ya implantada en el PDR 2000-06 de Aragón y que ha continuado en el periodo de programación 2007-2013, *Introducción de Cultivos Fijadores de Nitrógeno en áreas de secano* (CFN). Esta medida requiere que los agricultores incorporen en su plan de cultivos la siembra de leguminosas forrajeras, fundamentalmente alfalfa y esparceta en secano, con el principal objetivo de reducir el riesgo de incendio, así como incrementar el contenido de nitrógeno en el suelo y crear un hábitat para las aves esteparias. Las principales características de la misma quedan recogidas en el Cuadro 1. La elección de los atributos que describen las distintas alternativas se ha basado en los resultados obtenidos del estudio de adopción de la medida agroambiental correspondiente al periodo 2000-06 recogido en Barreiro-Hurlé *et al.* (2009), así como en los resultados de distintos grupos de discusión llevados a cabo con agricultores.

En el diseño final presentado en el Cuadro 2 se incluyeron cinco atributos, cuatro con dos niveles y un quinto que reflejaba la prima variable de la MA con cuatro niveles. El atributo SUPERFICIE describe la flexibilidad del agricultor para determinar la cantidad de superficie acogida al programa agroambiental. Frente al nivel base que permite libertad de elección, se ofrece un segundo nivel que incorpora la obligatoriedad de acogerse al 50% de la superficie elegible. Este nivel supondría una mayor continuidad espacial de la superficie acogida y por tanto una mejora de los objetivos medioambientales. Dado que en el trabajo de campo realizado en el marco de la investigación muchos agricultores declararon la inconveniencia de la limitación del pastoreo en el verano, se ha incluido el atributo PASTOREO con dos niveles. El primero de ellos permite un manejo libre mientras que en el segundo se restringe durante los meses de Agosto y Septiembre, tal y como se hace en la actualidad. Dada la falta de conocimiento sobre las medidas agroambientales en la zona de estudio (Espínosa-Goded y Barreiro-Hurlé, 2008), se ha incorporado el atributo relativo al Servicio de Asesoramiento Técnico (SAT) que toma dos niveles, ausencia y presencia. Dicho SAT permitiría una mejor implementación de los requisitos de la medida. Por último, dada la evidencia existente de que en las medidas agroambientales hay un

CUADRO 1  
Principales características de la medida-ambiental estudiada

<b>Elegibilidad</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>— Explotación con superficie Cereales, Oleaginosas, Proteaginosas (COP) declarada en la campaña 99-00.</li> <li>— 25% de las parcelas acogidas deben limitar con superficie forestal.</li> <li>— Explotaciones localizadas en municipios incorporados a la Red Natura 2000.</li> </ul>
<b>Requisitos</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>— Mantenimiento del cuaderno de explotación.</li> <li>— Cultivo de alfalfa manteniendo la parte vegetal de la planta verde en verano.</li> <li>— Prohibición de cosechar y/o pastorear desde 31/VIII a 30/IX.</li> <li>— Pertenencia a una Asociación de Defensa Sanitaria para los agricultores que tienen ganado.</li> <li>— Prohibición de laboreo convencional y en pendiente.</li> <li>— Máximo del 10% de testigo de cereal en las parcelas acogidas.</li> </ul>
<b>Prima</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>— 100,00 €·ha<sup>-1</sup></li> </ul>
<b>Beneficio medioambiental</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>— Reducción del riesgo de incendio e incremento del contenido de nitrógeno en el suelo.</li> </ul>

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 2  
Descripción de los atributos y los niveles seleccionados en el EE

Atributo	Descripción	Nivel	Codificación
<b>SUPERFICIE</b>	Flexibilidad sobre la superficie acogida	<b>Libre</b>	<b>1</b>
		50% superficie elegible	0
<b>PASTOREO</b>	Flexibilidad sobre el pastoreo/cosecha de la superficie acogida	Libre	1
		<b>Prohibido entre el 01/08 y 30/09</b>	<b>0</b>
<b>SAT</b>	Presencia de un servicio obligatorio y gratuito de asistencia técnica	<b>No</b>	<b>0</b>
		Sí	1
<b>PAGO_FIJO</b>	Presencia de un pago de 1.000 € por contrato, independiente de la superficie acogida	Sí	1
		<b>No</b>	<b>0</b>
		60 €·ha <sup>-1</sup>	60
<b>PRIMA</b>	Nivel de la prima (€/ha y año)	80 €·ha <sup>-1</sup>	80
		<b>100 €·ha<sup>-1</sup></b>	<b>100</b>
		120 €·ha <sup>-1</sup>	120

En negrita se representan los niveles actuales de la medida CFN.

Fuente: Elaboración propia.

efecto barrera derivado de la potencial presencia de costes fijos de adopción (McCann y Easter, 2000), hemos incluido el atributo PAGO\_FIJO<sup>2</sup> que representa un pago de 1.000 € por contrato que adquiere dos niveles, presencia y ausencia. Por último, el nivel de la PRIMA agroambiental puede adquirir cuatro niveles 60, 80, 100 y 120 €·ha<sup>-1</sup>·año.

Con el número de atributos y los niveles considerados, se pueden generar una gran cantidad de perfiles (96). Dado que éstos se muestran a los entrevistados de manera pareada (además de un *Status Quo*), el gran número de combinaciones posibles (96<sup>2</sup>) impide que todas puedan ser evaluadas por los individuos. Por tanto, para crear un número de tarjetas de elección más manejable se ha llevado a cabo un diseño experimental basado en la propuesta de Street y Burgess (Street *et al.*, 2005; Street y Burgess, 2007). Para ello, hemos creado un diseño ortogonal de resolución cinco generado a partir de un diseño fraccional ortogonal de 32 elecciones, utilizando tres conjuntos de generadores compuestos cada uno por un vector (00111), (10102) y (11001), obteniendo un total de 96 tarjetas de elección. Este diseño experimental asegura la identificación de los efectos principales y de las interacciones sin correlación y con una “D-eficiencia” de 91.32% (Burgess, 2007)<sup>3</sup>. Las 96 tarjetas de elección fueron divididas en 16 bloques, respondiendo cada agricultor a un bloque de seis elecciones. En cada elección, los agricultores debían elegir entre tres alternativas, dos referentes a medidas agroambientales con diferentes niveles de los atributos y una tercera correspondiente al *status quo* en la que el agricultor declaraba su preferencia hacia el manejo actual de la explotación. El cuadro 3 muestra un ejemplo de una tarjeta de elección.

CUADRO 3  
Ejemplo de una tarjeta de elección

	Alternativa A	Alternativa B	Alternativa C
<b>Superficie</b>	50 % superficie elegible	Libre	
<b>Pastoreo en la superficie acogida</b>	Libre	Prohibido entre 01/08-30/09	<b>Ni Alt. A ni Alt. B. Prefiero mantener la gestión actual de la explotación</b>
<b>Servicio de Asesoramiento Técnico</b>	No	Sí	
<b>Pago fijo de 1.000 €</b>	No	Sí	
<b>Prima (€·ha<sup>-1</sup>·año<sup>-1</sup>)</b>	60	80	

Fuente: Elaboración propia.

<sup>2</sup> La inclusión del pago fijo supone la existencia de dos atributos monetarios en el diseño experimental. En el contexto de la valoración ambiental clásica supondría una violación de la premisa de los precios implícitos ya que la presencia del pago fijo incrementa la renta y por tanto no hay una utilidad marginal del dinero constante. Sin embargo, en nuestro caso lo que denominamos “precios implícitos” representa la “relación marginal de sustitución” entre la prima variable y el resto de los atributos (ratio de intercambio entre un nivel del atributo y el pago demandado). No obstante, hemos optado por seguir utilizando el término “precio implícito” por su mayor carácter intuitivo.

<sup>3</sup> El status quo (SQ) no ha sido considerado en el diseño experimental por no ser constante entre agricultores. Street y Burgess (2007) concluyen que el mismo diseño experimental que es óptimo cuando *el SQ no es considerado* es óptimo cuando *la opción del SQ se adjunta al diseño experimental*, a pesar de que haya una pérdida de eficiencia (en nuestro caso se ha reducido al 76,24% en relación al diseño óptimo).



Se realizaron un total de 200 encuestas a agricultores cerealistas en secano en las comarcas de Hoya de Huesca, Somontano-Barbastro y Monegros (provincia de Aragón). La encuesta fue diseñada por un equipo de investigación después de una revisión bibliográfica de investigaciones previas, estudio de la estructura agraria y entrevistas con agricultores y organismos encargados de la implementación de las medidas agroambientales en la zona de estudio. El cuestionario fue pre-testado con diez agricultores previo a su versión definitiva. La encuesta reunía información básica relativa a la explotación y a las características socio-económicas de los agricultores.

#### 4. Especificación econométrica

El modelo utilizado se ha estimado utilizando un Modelo Logístico de Parámetros Aleatorios en el que se considera la heterogeneidad individual de cada agricultor. El MLPA supera las tres limitaciones del modelo logístico Multinomial básico, permitiendo la variación aleatoria de los parámetros para cada individuo, unos patrones de sustitución flexibles<sup>4</sup> y la correlación en los factores no observados (Train, 2003). El Modelo Logístico de Parámetros Aleatorios con Componentes de Error (MLPA\_CE) es un caso especial del MLPA en el que se introduce, además de la aleatoriedad en los parámetros estimados, un término de error que incorpora la correlación entre las utilidades correspondientes a diferentes alternativas, en nuestro caso a las alternativas no correspondientes al *status quo* (Scarpa *et al.*, 2005). Esta aproximación permite analizar la implicación de incluir la opción del *status quo* (SQ) en la tarjeta de elección. El parámetro asociado a la opción SQ representa la “*inclinación sistemática de los individuos a mostrar una actitud diferente hacia las alternativas del SQ respecto a las alternativas que implican un cambio. Esta preferencia es superior al efecto capturado por la variación de los niveles de los atributos entre las alternativas*” (Scarpa *et al.*, 2005). Por tanto, la función de utilidad subyacente del modelo para el individuo  $n$  queda definida como:

$$\begin{aligned} U_{ALTA} &= \beta' \chi + \eta_{NO-SQ} + \varepsilon \\ U_{ALTB} &= \beta' \chi + \eta_{NO-SQ} + \varepsilon \\ U_{SQ} &= ASC_{SQ} + \beta' \chi + \varepsilon \end{aligned} \quad [1]$$

donde  $ASC_{SQ}$  es la constante no aleatoria correspondiente a la especificación del *status quo*. El vector de coeficientes  $\beta$  representa el vector de parámetros de los atributos en los conjuntos de elección,  $\chi$ .  $\eta_{NO-SQ}$  es el componente de error que refleja la correlación entre las alternativas ofrecidas que implican un cambio en la gestión (ALTA y ALTB) y que se asume tiene una distribución normal  $(0, \sigma^2)$ . El término de error  $\varepsilon$  sigue una distribución Gumbel con una estructura de panel para considerar la correlación entre las elecciones realizadas por un mismo individuo (Scarpa *et al.*, 2005). En esta especificación, la integral de la probabilidad está constituida por un producto de

<sup>4</sup> No impone la condición de independencia de las alternativas irrelevantes.



fórmulas logísticas (Train, 2003). La probabilidad conjunta de que el individuo  $n$  escoja la alternativa  $i$  en cada una de las elecciones  $T$  viene dada por:

$$P [t(n)] = \int_{\beta} \int_{\eta} \prod_{t=1}^T \frac{\exp[\lambda(\beta'_n \chi_{ti} + \eta_{in})]}{\sum_{j \in A_t} [\lambda(\beta'_n \chi_{tj} + \eta_{jn})]} f(\beta/\theta) d\beta \varphi(0, \sigma^2) d\eta_{jn} \quad [2]$$

donde  $A_t = \{\text{ALTA}, \text{ALTB}, \text{SQ}\}$  representa la tarjeta de elección;  $\lambda$  es el parámetro de escala;  $f(\beta/\theta)$  es la función de densidad de los parámetros aleatorios donde  $\theta$  representa los parámetros de la distribución y  $\varphi(\cdot)$  es la función de densidad normal del componente de error ( $\eta_j$ ) que es nula cuando  $j = \text{Status Quo}$ .

La ecuación [2] no puede ser resuelta analíticamente porque la probabilidad de elección no tiene una forma cerrada. Por tanto, su estimación se obtiene mediante métodos de simulación (Train, 2003). En este estudio se han utilizado 1.000 réplicas tipo Halton inteligentes para la simulación ya que éstas son más eficientes para la estimación del Modelo de Parámetros Aleatorios que las réplicas independientes aleatorias (Train, 1999). Para cada coeficiente también es necesario definir la función de distribución, habiendo asumido una distribución normal de todos los atributos, excepto el atributo de la prima que se ha asumido como fijo.

A la hora de incorporar en la especificación econométrica las preferencias discontinuas se han considerado los dos enfoques presentados en el apartado anterior. Por un lado, se considera únicamente en la modelización la sub-muestra de las estimaciones correspondientes a los agricultores que declaran haber considerado el atributo en sus elecciones (Hensher *et al.*, 2005; Campbell *et al.*, 2008). Por tanto, las probabilidades que determinan la función de verosimilitud únicamente dependen de los atributos que han sido considerados de acuerdo con lo declarado por los individuos. El segundo enfoque considera que la heterogeneidad no impone ninguna restricción en la estimación de los parámetros y se incorpora en las estimaciones de cada atributo mediante una variable dicotómica que toma el valor uno si el atributo ha sido considerado y cero si ha sido ignorado. Por tanto, se estiman dos parámetros para cada atributo, uno para aquellos individuos que han considerado el atributo y otro para aquellos que declaran ignorarlo. Esta aproximación permite comprobar si lo que declaran los individuos (i.e. que un atributo no ha sido tenido en cuenta) es coherente con su comportamiento (i.e. la estimación del parámetro para la muestra de individuos que declaran haber ignorado el atributo no es significativamente diferente a cero).

## 5. Resultados

### 5.1. Incidencia de las preferencias discontinuas

En primer lugar se han estimado tres modelos: uno para los agricultores acogidos al programa existen en 2000-06, otro para los no acogidos y un tercero conjunto. Los resultados de los mismos muestran que ambos grupos no pueden considerarse homo-

géneos en sus preferencias por los atributos<sup>5</sup>, por tanto con el fin de aislar el efecto de la discontinuidad en las preferencias, hemos estimado diferentes modelos para agricultores no participantes (27% de la muestra) y participantes en la medida de CFN.

Para obtener información sobre la discontinuidad de las preferencias, al final de las seis tarjetas de elección, se les preguntaba a los agricultores por los atributos que habían considerado durante el ejercicio de los experimentos de elección. Los resultados de los atributos considerados se resumen en el cuadro 4. Como se puede comprobar el 11,5% de los agricultores declaran que han considerado todos los atributos y únicamente el 1% declaran haber ignorado todos los atributos. La mayoría de los agricultores se han fijado en cuatro y tres atributos representando respectivamente el 58,2% y 31,0% de la muestra, mientras que únicamente un agricultor declara haber considerado únicamente un atributo.

El atributo monetario ha sido el más considerado por los agricultores ya que el 99% de los mismos se ha fijado en él a la hora de hacer sus elecciones (el 1% restante corresponde a agricultores que declaran no haber considerado ningún atributo). Los atributos PAGO\_FIJO, SUPERFICIE, PASTOREO y SAT han sido considerados por el 81,5%, 79,0%, 45,0% y 33,0% de los agricultores respectivamente.

Por otra parte, se observa una mayor probabilidad de ignorar los atributos PAGO\_FIJO y SAT ( $p$  valor = 0,068 y 0,091 respectivamente en el test de independencia  $\chi^2$ ) en los agricultores participantes en comparación con los no participantes. Este hecho pone de manifiesto la adaptación cognitiva de los individuos que han participado en el programa. Por un lado, los agricultores participantes asocian una menor utilidad a la presencia del Servicio de Asesoramiento Técnico (ignoran con mayor probabilidad dicho atributo en sus elecciones) ya que conocen el manejo del cultivo a implementar en la medida agroambiental. Por otro lado, también ignoran con mayor probabilidad el pago fijo ya que sus costes fijos relacionados con la implantación del nuevo cultivo o de recogida de información previa a la firma del contrato (costes de transacción) ya han sido cubiertos en el pasado.

Una cuestión interesante es determinar si hay diferencias sistemáticas que expliquen por qué los agricultores declaran ignorar un atributo o no. Por tanto, para investigar este hecho, hemos estimado modelos probit binarios para cada atributo, donde la variable dependiente toma el valor uno si el atributo ha sido considerado y cero en caso contrario. Los efectos marginales de las variables significativas al 10%, junto con los estadísticos descriptivos de las mismas, se presentan en el cuadro 5. Para comprobar si las variables independientes presentaban multicolinealidad se ha calculado el Factor de Inflación de la Varianza (FIV<sup>6</sup>) para cada variable.

Los resultados de los modelos muestran que los agricultores que participan en la medida de CFN presentan una mayor probabilidad de ignorar el atributo del SAT y

<sup>5</sup> El t-test de diferencias de medias permite rechazar la igualdad de precios implícitos, con la consiguiente consideración del parámetro de escala, entre participantes y no participantes en la medida de CFN con un nivel de significación del 5% para los atributos PASTOREO ( $t = 2,509$ ), SAT ( $t = -2,040$ ) y PAGO\_FIJO ( $t = -5,532$ ) mientras que se rechaza para el atributo SUPERFICIE ( $t = 0,408$ ).

<sup>6</sup> El FIV para cada variable se calcula como:  $FIV_j = 1/1-R2_j$ , donde  $R2_j$  es el  $R^2$  de la regresión "artificial" de mínimos cuadrados donde la variable independiente  $j$  actúa como dependiente. Se considera que hay multicolinealidad cuando el valor es superior a cinco (Maddala, 2001).

## CUADRO 4

**Declaración de los agricultores en relación a los atributos considerados  
en el ejercicio del experimento de elección**

	No-Participantes	Participantes	Total
Superficie, Pastoreo, SAT, Pago-Fijo, Prima	20	3	23
Superficie, Pastoreo, SAT, Pago-Fijo	0	0	0
Superficie, Pastoreo, SAT, Prima	4	0	4
Superficie, Pastoreo, Pago-Fijo, Prima	19	14	33
Superficie, SAT, Pago-Fijo, Prima	19	3	22
Pastoreo, SAT, Pago-Fijo, Prima	3	0	3
Superficie, Pastoreo, SAT	0	0	0
Superficie, Pastoreo, Pago-Fijo	0	0	0
Superficie, Pastoreo, Prima	7	7	14
Superficie, SAT, Pago-Fijo	0	0	0
Superficie, SAT, Prima	3	3	6
Superficie, Pago-Fijo, Prima	39	10	49
Pastoreo, SAT, Pago-Fijo	0	0	0
Pastoreo, SAT, Prima	3	0	3
Pastoreo, Pago-Fijo, Prima	6	3	9
SAT, Pago-Fijo, Prima	1	3	4
Superficie, Pastoreo	0	1	1
Superficie, SAT	0	0	0
Superficie, Pago-Fijo	0	0	0
Superficie, Prima	7	3	10
Pastoreo, SAT	0	0	0
Pastoreo, Pago-Fijo	0	0	0
Pastoreo, Prima	0	0	0
SAT, Pago-Fijo	0	0	0
SAT, Prima	0	1	1
Pago-Fijo, Prima	13	2	15
Superficie	1	0	1
Pastoreo	0	0	0
SAT	0	0	0
Pago-Fijo	0	0	0
Prima	0	0	0
Ninguna	1	1	2
<b>Total</b>	<b>146</b>	<b>54</b>	<b>200</b>

Fuente: Elaboración propia.

del PAGO\_FIJO en concordancia con los estadísticos descriptivos del cuadro 3. Adicionalmente, los agricultores con una mayor cantidad de superficie en propiedad presentan una menor probabilidad de haber considerado los atributos relativos a la flexibilidad, tanto en la superficie como en el pastoreo. El tener una mayor superficie en su explotación les permite compensar la rigidez del programa con la flexibilidad que les proporciona poder diversificar su actividad agraria. Este resultado confirma el efecto positivo de la superficie en el acogimiento de programas agroambientales recogido en Paniagua (2001) y Drake *et al.* (1999). Por otro lado, los agricultores con una mayor superficie elegible declaran ignorar el atributo relativo al pago fijo con

## CUADRO 5

**Estadísticos descriptivos de las variables y efectos marginales del modelo probit relativo a la probabilidad de considerar cada uno de los atributos**

	Estadísticos descriptivos	Efectos marginales			
		SUPERFICIE	PASTOREO	SAT	PAGO_FIJO
	Media (d.s)	Coefficiente (p-valor)	Coefficiente (p-valor)	Coefficiente (p-valor)	Coefficiente (p-valor)
Constante		0,087 (0,442)	0,262 (0,101)	-0,622 (0,000)	0,307 (0,000)
Agricultor que participa en la medida de CFN (1 si verdadero)	0,270 (0,444)			-0,147 (0,038)	-0,112 (0,098)
Porcentaje de la explotación en propiedad (%)	64,535 (33,449)	-0,003 (0,004)	-0,003 (0,038)		
Superficie elegible correspondiente a la superficie de cultivos herbáceos en secano (ha)	42,484 (48,018)				-0,001 (0,060)
Superficie de cultivos herbáceos en regadío (ha)	15,822 (27,644)		-0,006 (0,002)		
Presencia de cultivos permanentes (1 si presencia)	0,520 (0,500)			0,180 (0,007)	
Presencia de ganado (1 si presencia)	0,255 (0,436)	0,096 (0,070)	0,503 (0,000)		
Presencia de cosechadora (1 si presencia)	0,255 (0,436)	0,100 (0,054)			
Agricultor profesional (1 si verdadero)	0,780 (0,414)		0,213 (0,021)	0,147 (0,045)	
Educación formal del agricultor (4 categorías crecientes)	2,505 (0,783)			0,110 (0,014)	
Edad (años)	50,111 (13,353)	0,005 (0,014)			
Agricultor participa en una asociación agraria (1 si verdadero)	0,855 (0,352)		-0,408 (0,000)		
<b>Estadísticos descriptivos de los modelos</b>					
Log-verosimilitud (0)		-95,778	-105,882	-117,385	-99,442
Log-verosimilitud ( $\beta$ )		-87,768	-137,628	-126,836	-102,791
$\chi^2$ (p valor)		16,020 (0,003)	63,491 (0,000)	18,902 (0,002)	
Pseudo-R <sup>2</sup> -Mc Fadden		0,084	0,231	0,075	0,033
Número de observaciones		200	200	200	200

Fuente: Elaboración propia.

una mayor frecuencia, ya que cuanto mayor es la superficie disponible menor es la posibilidad de que los costes fijos supongan una limitación al acogimiento.

La presencia de herbáceos en regadío influye negativamente en la probabilidad de considerar la restricción en el pastoreo, debido a que practican una agricultura más intensiva y con una menor dependencia de los ingresos derivados de la presencia de ganado en la explotación. Asimismo, la mayor producción de forraje en el regadío también hace que la restricción del pasto sea menos importante. Por otro lado, la presencia de cultivos leñosos en la explotación hace que se tenga más en cuenta el SAT, hecho que puede explicarse por la especialización en cultivos leñosos y menor experiencia en el manejo de cultivos herbáceos de estos agricultores. Dado que la gestión del ganado se ve directamente afectada por la flexibilidad en la superficie a acoger y en los periodos de pastoreo; la presencia de esta actividad en la explotación hace que los agricultores tengan una mayor probabilidad de considerar estos dos atributos. Por lo que respecta a la presencia de cosechadora en la explotación su relación con una mayor probabilidad de considerar la restricción en la superficie acogida se deriva de que estos agricultores obtienen un mayor beneficio marginal del cultivo de cereal (Espinosa-Goded *et al.*, 2009) y por tanto existe un mayor coste de oportunidad en la sustitución de este cultivo por alfalfa.

Por último, algunas características de los agricultores también afectan a la consideración de los atributos. Cuanto mayor es la educación del agricultor, mayor es la probabilidad de considerar la presencia del SAT, probablemente debido al mayor aprovechamiento que pueden obtener del servicio (Carlsson *et al.*, 2009). Adicionalmente, el mayor nivel de educación también se relaciona con el hecho de que la formación proporciona herramientas para realizar elecciones más consistentes (Sælensminde, 2001). Los agricultores profesionales y por tanto más dependientes de los ingresos derivados de la actividad agraria, presentan una probabilidad mayor de considerar el SAT, ya que un mejor asesoramiento técnico va a mejorar potencialmente la gestión e ingresos de su explotación. Por otro lado, estos agricultores presentan una mayor probabilidad de considerar la restricción del pastoreo ya que son agricultores con una mayor presencia de ganadería en la explotación (test de independencia  $\chi^2 = 47,980$ ,  $p = 0,041$ ). Sin embargo, la pertenencia a asociaciones agrarias hace que se preste menos atención al atributo PASTOREO; este resultado merece una mayor investigación ya que no existe ninguna relación entre esta variable y la presencia o no de ganado, siendo ésta la única variable vinculada con la flexibilidad del aprovechamiento del pasto. La última relación significativa es que los agricultores con mayor edad, es decir aquellos que potencialmente van a abandonar la actividad agraria a corto plazo, presentan una mayor probabilidad de considerar la flexibilidad en la superficie acogida. Esto puede ser debido a que la firma del contrato por la mitad de la superficie supone una restricción a futuros traspasos de la explotación.

## 5.2. Resultado de las estimaciones

Considerando que la muestra correspondiente a agricultores participantes representa el 97,2% de la población y para hacer una presentación más clara de las conclu-

siones hemos incluido en el trabajo los resultados para la sub-muestra de agricultores no participantes en la medida de CFN<sup>7</sup>. Los resultados de los tres modelos de Parámetros Aleatorios con Componentes de Error (MLPA\_CE) se presentan en el cuadro 6. El modelo (1) representa las estimaciones en las que no se han considerado las preferencias discontinuas, en el modelo (2) se adopta la aproximación estándar fijando los niveles de los atributos a cero cuando los individuos declaran no considerar el atributo, mientras que en el modelo (3) se permite la estimación libre del atributo y se introduce la heterogeneidad en la media derivada de la declaración de los agricultores respecto a la consideración o no de los atributos. Para ello, se incluye un parámetro adicional por cada atributo que refleja la interacción entre el atributo y la variable dicotómica de continuidad en las preferencias que toma el valor 1 si los individuos declaran considerar el atributo y 0 en caso contrario.

En el modelo (1) todos los atributos, así como sus desviaciones típicas, son significativos. El parámetro  $ASC_{SQ}$  es positivo y significativo para los agricultores no participantes, reflejando que los agricultores son reacios a cambiar el manejo actual de su explotación. Este resultado aparece con frecuencia en la simulación de los experimentos de elección (Birol *et al.*, 2006; Campbell *et al.*, 2008), indicando que las elecciones de los individuos son racionales y similares al comportamiento observado en la realidad (Huber y Pinnell, 1994; Dhar, 1997). La desviación típica del parámetro  $\eta_{NO-SQ}$  muestra que hay una correlación positiva entre las alternativas correspondientes a la elección de las MA<sup>8</sup> propuestas frente al SQ.

Por otro lado, en el modelo (2) se puede observar que la estimación de los parámetros para los agricultores que declaran considerar los atributos es significativa y tienen el signo esperado; mientras que las desviaciones típicas siguen siendo significativas aunque menores que las estimadas en el modelo (1). Estos resultados están en concordancia con Campbell y Lorimer (2009) reflejando que las estrategias de procesamiento de los atributos juegan un papel importante en la explicación de la heterogeneidad no observada.

En el modelo (3), los parámetros estimados para los agricultores que declaran considerar los atributos se deriva de la suma de la estimación del parámetro aislado y la estimación de la heterogeneidad en la media; por tanto todos los atributos son significativos. Sin embargo, de un mayor interés es la consideración de los agricultores que declaran ignorar los atributos donde la estimación final se obtiene de la estimación de los parámetros aislados. En esta sub-muestra, los atributos SAT y PAGO\_FIJO son estadísticamente diferentes a cero, confirmándose que los agricultores no han ignorado estos atributos completamente. Por tanto, podemos concluir que el fijar los parámetros de estos atributos a cero es inapropiado. Por otro lado, las desviaciones típicas siguen siendo significativas para tres de los cuatro atributos (SUPERFICIE, PASTOREO, PAGO\_FIJO) indicando que la heterogeneidad en la preferencia no se explica totalmente por las preferencias discontinuas de los agricultores.

<sup>7</sup> Los resultados para la sub-muestra de los agricultores participantes están a disposición del lector interesado contactando con los autores. No obstante, las principales conclusiones serán presentadas en el desarrollo del texto.

<sup>8</sup> Se calcula como:  $\eta_{NO-SQ}^2 / (\eta_{NO-SQ}^2 + \pi^2/6)$  (Train, 2003).

**CUADRO 6**  
**Estimaciones para no participantes**

	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	Coef.	ES	p-val	Coef.	ES	p-val	Coef.	ES	p-val
<i>Valores medios</i>									
ASC <sub>sq</sub>	5,432	0,415	0,000	5,010	0,416	0,000	5,550	0,423	0,000
SUPERFICIE	1,070	0,174	0,000	1,205	0,203	0,037	-0,141	0,438	0,747
SUPERFICIE x CONS							1,458	0,489	0,003
PASTOREO	0,621	0,196	0,002	0,805	0,385	0,000	0,547	0,292	0,061
PASTOREO x CONS							0,157	0,396	0,691
SAT	0,652	0,201	0,001	1,194	0,398	0,003	0,360	0,292	0,218
SAT x CONS							0,810	0,370	0,029
PAGO_FIJO	1,741	0,206	0,000	1,854	0,196	0,000	1,210	0,427	0,005
PAGO_FIJO x CONS							0,667	0,441	0,130
PRIMA	0,043	0,003	0,000	0,043	0,003	0,000	0,044	0,003	0,000
<i>Desviaciones Standard</i>									
SUPERFICIE	1,182	0,244	0,000	1,272	0,284	0,000	1,080	0,264	0,000
PASTOREO	1,467	0,278	0,000	2,065	0,570	0,000	1,180	0,294	0,000
SAT	0,644	1,742	0,082	1,679	0,504	0,010	0,391	0,565	0,489
PAGO_FIJO	1,136	3,854	0,000	1,198	0,320	0,000	1,149	0,288	0,001
$\eta_{\text{no-sq}}$	1,725	6,413	0,000	2,237	0,329	0,000	1,911	0,318	0,000
Log-veros. (0)	-962,388			-962,384			-962,384		
Log-veros. ( $\beta$ )	-711,269			-707,89			-700,345		
Pseudo-R <sup>2</sup> -Mc Fadden	0,260			0,264			0,272		
N observaciones	876			876			876		
AIC	1.444,538			1.437,780			1.430,690		
BIC	1.454,906			1.448,148			1.444,828		

Fuente: Elaboración propia.

Todos los modelos son estadísticamente significativos produciéndose un incremento de la significatividad en las estimaciones cuando nos movemos desde el modelo (1) al (3). Por tanto, con el objetivo de informar a los gestores medioambientales, es interesante la consideración de la variación en los precios implícitos<sup>9</sup> de los modelos descritos anteriormente. En el cuadro 7 se presentan las estimaciones me-

<sup>9</sup> Los precios implícitos se determinan para la sub-muestra de agricultores que han considerado los atributos como  $PI = \frac{\beta_{\text{ATR}} + \beta_{\text{ATR} \times \text{CONS}}}{\beta_{\text{PRIMA}}}$ , mientras que para la sub-muestra que lo han ignorado se elimina

de la fórmula el parámetro correspondiente a la interacción. Dado que el atributo monetario estaba considerado como el pago anual por hectárea, valores positivos indican la cantidad de dinero que los agricultores están dispuestos a dejar de percibir para obtener el nivel de los atributos deseado; desde la perspectiva de la política pública supone el pago que la sociedad debería proporcionar a los agricultores para obtener unos niveles de los atributos menos deseados.



diente el método Delta tanto para la sub-muestra de agricultores que declaran considerar los atributos como para los que lo ignoran. Asimismo, se incluye la media y la desviación típica poblacional<sup>10</sup> basada en las estimaciones condicionales<sup>11</sup> ponderadas en función del ratio de agricultores que han considerado e ignorado cada uno de los atributos. Los resultados muestran que hay una variación importante en las estimaciones entre el modelo que no considera las preferencias discontinuas y por tanto asume racionalidad pasiva (modelo 1) con el modelo en el que esta hipótesis se relaja (modelo 3), tal como se refleja en la última columna del cuadro 7. No obstante, las diferencias en las estimaciones entre los modelos son menores que las obtenidas por Campbell *et al.* (2006) o Qin (2009). Por otro lado, en nuestra investigación, las estimaciones derivadas de considerar las preferencias discontinuas, modelos (2) y (3), son inferiores a las estimadas en el modelo (1), resultado opuesto a los estudios mencionados anteriormente. Este contraste de resultados

CUADRO 7

## Estimaciones de los precios implícitos para no participantes

	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3				Dif. (3) y (1) en %
	Coef.	ES	p-val	Coef.	ES	p-val	Coef.	ES	p-val	% ind <sup>a</sup>	
<i>Valores medios</i>											
<b>ATRIBUTOS CONSIDERADOS</b>											
SUPERFICIE	24,702	4,072	0,000	27,888	4,783	0,000	29,969	4,454	0,000	82,6	17,6
PASTOREO	14,330	4,590	0,002	18,625	8,883	0,036	15,889	6,162	0,010	42,5	9,8
SAT	15,057	4,554	0,001	27,630	9,186	0,003	26,392	5,216	0,000	36,3	42,9
PAGO_FIJO	40,199	5,167	0,000	42,919	5,086	0,000	42,330	5,091	0,000	82,2	5,0
<b>ATRIBUTOS IGNORADOS</b>											
SUPERFICIE				0,000 = FIJO			-3,182	9,836	0,746	17,4	-
PASTOREO				0,000 = FIJO			12,343	6,745	0,067	57,5	-
SAT				0,000 = FIJO			8,127	6,576	0,217	63,7	-
PAGO_FIJO				0,000 = FIJO			27,290	9,877	0,006	17,8	-
<b>MEDIA POBLACIONAL</b>											
	<b>Coef.</b>	<b>DT</b>		<b>Coef.</b>	<b>DT</b>		<b>Coef.</b>	<b>DT</b>			
SUPERFICIE	24,344	16,260		23,156	20,010		24,333	17,185		100	0,0
PASTOREO	14,357	13,796		8,138	22,694		14,160	14,008		100	-1,4
SAT	15,227	5,008		10,111	20,382		9,600	12,857		100	-58,6
PAGO_FIJO	40,096	15,729		35,493	22,252		39,526	15,653		100	-1,4

\* Porcentaje de individuos que declaran conocer/ignorar cada uno de los atributos.

Fuente: Elaboración propia.

<sup>10</sup> En las estimaciones de la media ponderada para la población se ha presupuesto un valor de cero cuando los PI no son significativamente diferentes a cero.

<sup>11</sup> Una de las ventajas de la aplicación del modelo logístico de parámetros aleatorios con una estimación de panel es que se pueden obtener los parámetros individuales y por tanto las estimaciones permiten discriminar entre los agricultores que consideran al atributo y los que declaran haberlo ignorado.

está en concordancia con la investigación realizada por Carlsson *et al.* (2009) que muestra que las variaciones en las estimaciones pueden ser en ambos sentidos.

Una primera conclusión que se puede derivar de las estimaciones presentadas es que los agricultores que declaran ignorar los atributos SUPERFICE y SAT presentan unos precios implícitos para estos dos atributos no significativamente diferentes a cero. Esto confirmaría que su comportamiento concuerda con sus respuestas a la pregunta sobre los atributos considerados. Sin embargo, para los atributos PASTOREO y PAGO FIJO no se confirma la concordancia entre la actitud revelada y la estimada en el modelo, no obstante los precios implícitos calculados son un 29,3% y 56,7% inferiores respectivamente respecto a las estimaciones de los agricultores que si declaran considerarlos. Es decir, aunque no sean totalmente concordantes con sus respuestas, la sub-muestra de agricultores que declaran ignorar los atributos obtienen una menor utilidad (Campbell y Lorimer, 2009).

Para contrastar si la consideración de la discontinuidad en las preferencias tiene impacto sobre los precios implícitos medios obtenidos hemos estimado un test del estadístico asintótico normal relativo a la igualdad de parámetros determinados en los diferentes modelos mediante la siguiente expresión:

$$t = \frac{\hat{PI}_k^1 - \hat{PI}_k^2}{\sqrt{\text{Var}(\hat{PI}_k^1) - \text{Var}(\hat{PI}_k^2)}} \quad [3]$$

Donde  $PI$  es el parámetro del atributo  $k$  derivado de los parámetros individuales (también denominados condicionales);  $\hat{PI}_k^1$  es la estimación de  $PI$  del modelo (1), y  $\hat{PI}_k^2$  es la estimación de  $PI$  para el modelo (2). Los resultados del test para la sub-muestra de agricultores no participantes que consideran los atributos se presentan en el cua-

#### CUADRO 8

##### Valor del estadístico t para el contraste de igualdad de medias de los precios implícitos derivados de los distintos modelos para los agricultores no participantes que declaran considerar los atributos

	Modelo 1 vs Modelo 2	Modelo 1 vs Modelo 3	Modelo 2 vs Modelo 3
<b>SUPERFICIE</b>	-0,354	-0,640	-0,180
<b>PASTOREO</b>	-0,150	-0,210	0,099
<b>SAT</b>	-0,501	<b>-2,661</b>	0,049
<b>PAGO_FIJO</b>	-0,465	-0,962	0,115

dro 8.

Para la mayor parte de los atributos y modelos no hay diferencias entre los precios implícitos derivados de los distintos modelos. Sólo hay diferencias para el atributo

<sup>12</sup> No se observan diferencias significativas entre el modelo (1) y (2) debido a la gran varianza del modelo (2) derivada de la asunción de que los parámetros son iguales a cero para la submuestra de agricultores que ignoran los atributos (63,7% de la muestra). En el modelo 3 se reduce la varianza mediante la introducción de la heterogeneidad permitiendo por tanto rechazar la hipótesis nula de igualdad de medias entre los modelos (1) y (3).

SAT entre los modelos (1) y (3)<sup>12</sup>.

Estos resultados se confirman en el análisis de las elecciones de los agricultores participantes en la medida, aunque con algunas pequeñas diferencias. En primer lugar, los precios implícitos obtenidos en el modelo (3) no son significativos para los individuos que declaran ignorar los atributos (es decir realmente ignoran los atributos que declaran ignorar). Sin embargo, este hecho podría ser debido al limitado tamaño muestral correspondiente al subconjunto de agricultores que declaran ignorar los atributos dentro de los agricultores participantes, y por tanto no podemos concluir que este resultado sea determinante. Por lo que se refiere a las diferencias en los precios implícitos entre los distintos modelos, hay diferencias significativas al 5% entre los modelos (1) y (3) para los atributos PASTOREO y SAT.

Por último, se ha valorado para la submuestra de no participantes, las diferencias de medias en las estimaciones entre los agricultores que consideran y no consideran los atributos, para el PASTOREO y el PAGO-FIJO, resultando significativa para este último atributo ( $t = 3,971$ ,  $p = 0,000$ )<sup>13</sup>.

## 6. Conclusiones

El principal objetivo de la investigación es el estudio de las implicaciones derivadas de la consideración de la estrategia de procesamiento de los atributos por los individuos en los EE. Los resultados presentados muestran que las estimaciones de los modelos en los que se incorpora la discontinuidad en la preferencia mejoran las medidas de bondad de ajuste respecto del modelo básico en el que se asume que los agricultores consideran todos los atributos en sus elecciones. Dentro de los modelos que consideran la discontinuidad en la preferencia, se observa un incremento en los parámetros de ajuste cuando se incorpora la heterogeneidad en la media derivada de la consideración o no del atributo (modelo 3), frente al método más comúnmente utilizado que se corresponde con la asunción de que los parámetros son iguales a cero (modelo 2). Además, se ha comprobado que las estimaciones de dos de los parámetros de los atributos para la sub-muestra de los individuos que declaran no considerarlos en sus elecciones son distintas de cero (i.e. para los atributos PASTOREO y PAGO\_FIJO). Este hecho refleja que existe una discrepancia entre las afirmaciones de los agricultores y el procesamiento de la información derivada de las estimaciones de los modelos. Por tanto, se confirma que en nuestro estudio de caso el método tradicional en el que se fijan los parámetros a cero es inapropiado y pone de manifiesto la importancia de las nuevas líneas de investigación tendentes a incorporar la discontinuidad de las preferencias en los EE no basadas en las declaraciones de los individuos (Scarpa *et al.*, 2009).

Otro resultado importante es que el atributo más considerado ha sido el nivel de la prima agroambiental, mientras que en el estudio de Campbell y Lorimer (2009) el atributo monetario fue el atributo menos considerado (el 55% de los individuos de-

<sup>13</sup> No se ha realizado el test para SUPERFICIE y SAT ya que sus PI son iguales a cero para los agricultores que declaran ignorar los atributos en el modelo (3).

claran haberlo ignorado en sus elecciones). No se puede concluir los determinantes de estas diferencias ya que las poblaciones objetivo eran diferentes (ciudadanos y agricultores) así como la descripción del atributo<sup>14</sup>; no obstante sería interesante comprobar si esta divergencia es corroborada por EE dirigidos a la demanda.

Por lo que respecta a la relevancia de los resultados para el diseño de la MA estudiada se pueden derivar tres implicaciones importantes de las estimaciones de los precios implícitos de la media poblacional de los agricultores no participantes en el modelo que incorpora la heterogeneidad (modelo 3). Por un lado, hay una gran heterogeneidad en la valoración de los atributos, siendo el atributo menos valorado el SAT (9,6 €/ha) y el más valorado la presencia del pago fijo (39,5 €/ha). En segundo lugar, los agricultores están dispuestos a participar en la medida por menos cantidad de dinero si se ofrece un SAT (9,7% si se considera el pago actual de 100 €/ha). También se observa un claro “trade-off” entre el pago por hectárea y el pago por contrato (cada contrato agroambiental tiene una duración de cinco años). Si consideramos la superficie media acogida a la medida de CFN (15,2 ha), la incorporación del pago fijo resulta en un ahorro medio de 400,4 € anual<sup>15</sup>, por tanto 2.002 € por contrato.

Para finalizar, se puede comprobar que hay diferencias significativas en la valoración del SAT entre el modelo que considera la discontinuidad (9,6 €/ha) y el que no (15,3 €/ha). Por tanto, considerando que el nivel de la prima actual es de 100 €/ha implicaría una reducción del pago del 5,7% que, a pesar de no ser muy importante porcentualmente, puede tener implicaciones no desdeñables en el presupuesto destinado a esta medida agroambiental. Si consideramos que la totalidad de la superficie elegible en Aragón es de 1.102.733 ha y asumiendo una adopción del 30%<sup>16</sup> supone un ahorro de 1,98 millones de € (ME) que representa el 8,6% del presupuesto anual dedicado a medidas agroambientales en el PDR 2007-2013 de Aragón (21,98 ME).

## Bibliografía

- Barreiro-Hurlé, J., Espinosa-Goded, M. y Dupraz, P. (2009). “Estrategias para incrementar la participación en programas agroambientales: el papel del capital social”. *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 9(2):3-26.
- Birol, E., Smale, M. y Gyovai, A. (2006). “Using a choice experiment to estimate farmers’ valuation of agrobiodiversity of Hungarian small farms”. *Environmental and Resource Eco-*

---

<sup>14</sup> En el caso de Campbell *et al.* (2009) era la Disposición al Pago (DAP) por obtener una serie de beneficios ambientales derivados de que se llevara a cabo una determinada política mientras que en nuestro caso es la Disposición a Aceptar (DAA) por implementar la política que resultaría en los beneficios ambientales.

<sup>15</sup> Los agricultores valoran la presencia del pago fijo en 39,5 €/ha. Considerando que el tamaño medio de superficie acogida es de 15,2 ha, se produce un pago anual de 600,4 €/explotación que descontando los 200 € anuales correspondiente al pago fijo (único pago de 1.000 € por contrato con una duración de cinco años) implicaría un ahorro anual para el gestor público de 400,4 € anuales.

<sup>16</sup> Se ha presupuestado una adopción del 30% ya que el manejo tradicional de las áreas marginales de secano era al tercio (barbecho-leguminosa-cereal) según el estudio de Gómez de Molina (2002).

- nomics*, 34(4):439-469.
- Blamey, R. K., Bennett, J.W., Louviere, J.J., Morrison, M.D. y Rolfe, J.C. (2002). "Attribute causality in environmental choice modelling". *Environmental and Resource Economics*, 23(2):167-186.
- Burgess, L. (2007). Discrete Choice Experiments [computer software]. Department of Mathematical Sciences, University of Technology, Sydney, disponible en <http://crsu.science.uts.edu.au/choice/>.
- Campbell, D., Hutchinson, G. y Scarpa, R. (2006). *Lexicographic preferences in discrete choice experiments: Consequences on individual-specific willingness to pay estimates*. Documento de trabajo Fondazione Eni Enrico Mattei.
- Campbell, D., Hutchinson, W.G. y Scarpa, R. (2008). "Incorporating discontinuous preferences into the analysis of discrete choice experiments". *Environmental and Resource Economics*, 41(3):401-417.
- Campbell, D. y Lorimer, V. (2009). "Accommodating attribute processing strategies in stated choice analysis: do respondents do what they say they do?". Comunicación presentada a la *XVII Conferencia anual de la Asociación Europea de Economía Ambiental y de los Recursos Naturales*, Amsterdam.
- Caussade, S., Ortúzar, J. de D., Rizzi, L.I. y Hensher, D.A. (2005). "Assesing the influence of design dimensions on stated choice experiment estimates". *Transportation Research Part B*, 39(7):621-640.
- Carlsson, F., Kataria, M. y Lampi, E. (2009). *Dealing with ignored attributes in choice experiments on valuation of Sweden's environmental quality objectives*. Documento de trabajo de la School of Business, Economics and Law, University of Göteborg.
- DeShazo, J.R. y Fermo, G. (2002). "Designing choice sets for stated preference methods: the effects of complexity on choice consistency". *Journal of Environmental Economics and Management*, 44(1):123-143.
- DeShazo, J.R. y Fermo, G. (2004). *Implications of rationally-adaptative pre-choice behaviour for the design and estimation of choice models*. Documento de trabajo, University of California.
- Dhar, R. (1997). "Consumer preferences for a no-choice option". *Journal of Consumer Research*, 24(2):215-231.
- Espinosa-Goded, M. y Barreiro-Hurlé, J. (2008). "Diferencias entre el conocimiento subjetivo y el conocimiento objetivo de los compromisos ambientales: el caso de las medidas agro-ambientales en España". Comunicación Oral presentada al *III Congreso de la Asociación Hispano-Portuguesa de Economía de los Recursos Naturales y Ambientales*, Palma de Mallorca.
- Espinosa-Goded, M., Dupraz, P. y Barreiro-Hurlé, J. (2009). *Fixed costs involved in crop pattern changes and agri-environmental schemes*. Documento de trabajo SMARTLERECO 09-15, INRA, Rennes.
- Drake, L., Bergström, P. y Svedsäter, H. (1999). "Farmers' attitude and uptake". En: Huylenbroeck, G.V. y Whitby, M. (Eds.): *Countryside Stewardship: farmers, policy and markets*. Pergamon, Amsterdam, pp. 89-111.
- Gelso, B.R. y Peterson, J.M. (2005). "The influence on the demand for environmental recreation: incorporating lexicographic preferences". *Ecological Economics*, 53(1):35-45.
- Gómez de Molina, M. (2002). "Environmental constraints on agricultural growth in the 19<sup>th</sup> century in Granada (Southern Spain)". *Ecological Economics*, 41(2):257-270.
- Hensher, D.A., Rose, J. y Greene, W.H. (2005). "The implications on willingness to pay of respondents ignoring specific attributes". *Transportation*, 32(3):203-222.
- Huber, J. y Pinnell, J. (1994). *The impact of set quality and choice difficulty on the decision to*

- defer purchase*. Documento de trabajo, Duke University.
- Lockwood, M. (1996). "Non-compensatory preference structures in non-market valuation of natural area policy". *Australian Journal of Agricultural Economics*, 40(2):85-102.
- Louviere, J.J., Street, D., Carson, R., Ainslie, A., Deshazo, J., Cameron, T., Hensher, D., Kohn, R. y Marley, T. (2002). "Dissecting the random component of utility". *Marketing Letters*, 13(3):177-193.
- Louviere, J.L., Eagle, T.C. y Cohen, S.H. (2005). *Conjoint Analysis: Methods, Myths and Much More*. Documento de trabajo del Censoc No 05-001:31, University of Technology, Sydney.
- Luce, M.F., Payne, J.W. y Bettman, J.R. (2000). "Coping with unfavorable attribute values in choice". *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 81(2):274-299.
- Maddala, G.S (2001). *Introduction to econometrics*. John Wiley & Sons, Hoboken.
- McCann, L. y Easter, K.W. (2000). "Estimates of public sector transaction costs in NRCS programs". *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 32(3):555-563.
- Paniagua, A. (2001). "Agri-environmental policy in Spain. The agenda of socio-political developments at the national, regional and local levels". *Journal of Rural Studies*, 17(1):81-97.
- Qin, P. (2009). *Risk, relative standing and property rights: rural household decision-making in China*. Documento de trabajo de la School of Business, Economics and Law University of Göteborg.
- Rekola, M. (2003). "Lexicographic preferences in contingent valuation: a theoretical framework with illustrations". *Land Economics*, 79(2):277-291.
- Roessler, R., Drucker, A.D., Scarpa, R., Markemann, A., Lemke, U., Thuy, L. y Valle Zárate, A. (2007). "Using choice experiments to assess smallholder farmers' preferences for pig breeding traits in different production systems in North-West Vietnam". *Ecological Economics*, 66(1):184-192.
- Rose, J.M., Hensher, D.A., Caussade, S. y Ortuzar, J.de Dios. (2009). "Identifying differences in willingness to pay due to dimensionality in stated choice experiments: a cross country analysis". *Journal of Transport Geography*, 17(1):21-29.
- Rosenberger, R.S., Peterson, G.L., Clarke, A. y Brown, T.C. (2003). "Measuring dispositions for lexicographic preferences of environmental goods: integrating economics, psychology and ethics". *Ecological Economics*, 44(1):63-76.
- Ruto, E. y Garrod, G. (2009). "Investigating farmers' preferences for the design of agri-environment schemes: a choice experiment approach". *Journal of Environmental Planning and Management*, 52(5):631-647.
- Sælensminde, K.(2001). "Inconsistent choices in stated choice data: use of the logit scaling approach to handle resulting variance increases". *Transportation*, 28(3):269-296.
- Scarpa, R., Drucker, A.G., Anderson, S., Ferraes-Ehuan, N., Gómez, V., Risopatrón, C.R. y Rubio-Leonel, O. (2003a). "Valuing genetic resources in peasant economies: the case of 'hairless' creole pigs in Yucatan". *Ecological Economics*, 45(3):427-443.
- Scarpa, R., Ruto, E., Kristjanson, P., Radeny, M., Drucker, A.G. y Rege, J.E.O. (2003b). "Valuing indigenous cattle breeds in Kenya: an empirical comparison of stated and revealed preference value estimates", *Ecological Economics*, 45(3):409-426.
- Scarpa, R., Ferrini, S. y Willis, K.G. (2005). "Performance of error component models for status-quo effects in choice experiments", En: Scarpa, R. y Alberrini, A. (Eds.): *Applications of simulation methods in environmental and resource economics*. Springer Publisher, Dordrecht: 247:273.
- Scarpa, R., Gilbride, T.J., Campbell, D. y Hensher, D.A. (2009). "Modelling attribute non-attendance in choice experiments for rural landscape valuation". *European Review of Agri-*

- cultural Economics*, 36(2):151-174.
- Spash, C. L. y Hanley, N. (1995). "Preferences, information and biodiversity preservation". *Ecological Economics*, 12(3):191-208.
- Spash, C. L. (2000). "Ecosystems, contingent valuation and ethics: the case of wetland re-creation". *Ecological Economics*, 34(2):195-215.
- Siebert, R., Toogood, M. y Knierim, A. (2006). "Factors affecting European farmers participation in biodiversity policies". *Sociologia Ruralis*, 46(4):318-340.
- Street, D.J., Burgess, L. y Louviere, J. (2005). "Quick and easy choice sets: constructing optimal and nearly optimal stated choice experiments". *International Journal of Research Marketing*, 22(4):459-470.
- Street, D.J. y Burgess, L. (2007). *Construction of optimal stated choice experiments*. John Wiley & Sons, Hoboken.
- Train, K.E. (1999). *Halton sequences for mixed logit*. Documento de trabajo, University of California.
- Train, K.E. (2003). *Discrete choice methods with simulation*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Vanslebrouck, I., Van Huylenbroeck, G. y Verbeke, W. (2002). "Determinants of the Willingness of Belgian Farmers to Participate in Agri-Environmental Measures". *Journal of Agricultural Economics*, 53(3):489-511.
- Wossink, G. y Van Wenum, J. (2003). "Biodiversity conservation by farmers: analysis of actual and contingent participation". *European Review of Agricultural Economics*, 30(4):461-485.
- Wynn, G., Crabtree, B. y Potts, J. (2001). "Modelling farmer entry into de environmentally sensitive area schemes in Scotland". *Journal of Agricultural Economics*, 51(1):65-82.