

## **Heterogeneidad de preferencias y experimentos de elección: aplicación de un logit con parámetros aleatorios a la demanda de nueces**

Dena M. Camarena  
Ana I. Sanjuán\*

---

**RESUMEN:** En este artículo se examinan las preferencias declaradas de los consumidores hacia las nueces, mediante un experimento de elección, con un doble objetivo: primero, identificar los atributos más relevantes para el consumidor a la hora de adquirir este fruto y, segundo, estimar las posibilidades de introducción de la variedad Pecán. De ello se pueden obtener guías sobre la manera de incentivar el consumo y recomendaciones a las empresas comercializadoras. Los datos se analizaron mediante la estimación de un modelo logit mixto o con parámetros aleatorios, que permite relajar la propiedad de IIA (independencia de alternativas irrelevantes) presente en los modelos logit con parámetros fijos, al permitir que el coeficiente de cada atributo/nivel varíe aleatoriamente entre consumidores, reflejando así la heterogeneidad de las preferencias de los individuos. Asimismo, permite estimar eficientemente los parámetros cuando cada individuo elige varias veces, como en la presente investigación.

---

**PALABRAS CLAVE:** logit con parámetros aleatorios, preferencias declaradas, experimento de elección, preferencias heterogéneas, nueces.

---

**Códigos JEL:** Q13.

---

### **Preferences heterogeneity and choice experiments: a random parameters logit applied to the demand of walnuts**

**ABSTRACT:** Consumers' stated preferences towards walnuts are studied by means of a choice experiment, with a double objective: first, to identify the main attributes searched by consumer at purchase and

---

\* Unidad de Economía Agraria y Recursos Naturales. Centro de Investigación y Tecnología Agroalimentaria de Aragón (CITA). Zaragoza. e-mail: [aisanjuan@aragon.es](mailto:aisanjuan@aragon.es).

---

*Dirigir correspondencia a:* Ana I. Sanjuán [aisanjuan@aragon.es](mailto:aisanjuan@aragon.es)

Recibido en julio de 2004. Aceptado en abril de 2005.

second, to analyse the chances for the introduction into the Spanish market of the Pecan variety. From this study, commercial guidelines may be derived, that helps distribution and import companies to commercialise this nut. A mixed or random parameters logit is estimated which relaxes the IIA property (independence of irrelevant alternatives) present in the logit model with fixed parameters. In a mixed logit, coefficients of each attribute/level vary randomly across consumers, reflecting the heterogeneity of individuals' preferences. This model also allows estimate efficiently the parameters when each individual chooses several times, as in the present study.

---

**KEYWORDS:** mixed or random parameters logit, stated preferences, choice experiment, heterogeneous preferences, walnuts.

---

## 1. Introducción

Los frutos secos van ganando protagonismo en las dietas de los países desarrollados, y las nueces no son ajenas a esta tendencia. La mayor preocupación de los consumidores por cuestiones de salud, nutricionales y dietéticas, ha intensificado su consumo, en un país como el nuestro, que cuenta con una larga tradición. En España, la escasa producción doméstica [en torno a 9.000 t anuales (MAPA, 2001)] no puede satisfacer la demanda, por lo que el saldo comercial en este fruto es fuertemente deficitario [21.863 t en 2001 (MAPA, 2002)], lo que sitúa a España como el principal país importador de la UE. No obstante, los niveles absolutos de consumo per capita todavía arrojan unas cifras muy bajas [en torno a 0,5 kg *per capita* al año (MERCASA, 2003)], cifra superior a la media comunitaria que se sitúa en 400 gramos, pero inferior a la de otros países de la Cuenca Mediterránea donde el consumo está fuertemente arraigado (Muncharaz, 2001). Además, se trata de un consumo con un fuerte componente estacional, intensificándose durante la Navidad. Actualmente, la variedad más difundida es la Hartley, de origen californiano, y comúnmente conocida como nuez de California. En los últimos años, se asiste a una ampliación en la gama de variedades ofrecidas (p. ej.: Nuez de la India, de Brasil) así como a innovaciones en los formatos de venta (tipo y capacidad de envases) para adaptarse a las nuevas exigencias de la demanda. A pesar del creciente protagonismo de los frutos secos, todavía son escasos los trabajos que se han centrado en su estudio desde la perspectiva del consumo [entre ellos se puede señalar el análisis de demanda de Ekinci (1997), desarrollado posteriormente en Gracia *et al.* (2003)].

En este artículo se pretende contribuir al conocimiento del comportamiento del consumidor en el sector de frutos secos y, en concreto de nueces. Para ello, se examinan las preferencias de los consumidores mediante un experimento de elección. El objetivo es doble: primero, identificar los atributos más relevantes para el consumidor a la hora de adquirir este fruto y, segundo, estimar las posibilidades de introducción de una variedad denominada Pecán, y raramente disponible en el mercado nacional.

La inexistencia de un producto en el mercado imposibilita el estudio de preferencias reveladas o que se manifiestan en el mercado mediante la compra efectiva de producto, en cuyo caso, tan sólo las preferencias declaradas por el consumidor pueden ser estudiadas. Este tipo de análisis se aplica tanto a la valoración de bienes de no mercado (p. ej.: Hanley *et al.*, 1998), como a la aceptación y predicción de la de-

manda de nuevos productos alimentarios, bien inexistentes en el mercado o modificados cualitativamente mediante alguna innovación (p. ej.: Rubey y Lupi, 1997), que es el contexto en el que se enmarca este trabajo.

Entre los métodos de análisis de preferencias declaradas, el experimento de elección está demostrando una mayor pujanza en los últimos años, frente a los más difundidos de ordenación o puntuación cardinal (también llamados análisis conjunto). Estos experimentos de elección se han desarrollado y aplicado más ampliamente en el campo de la economía medioambiental (p. ej.: Adamowicz *et al.*, 1994 y 1998; Train, 1998; Bennett y Blamey, 2001; Louviere *et al.*, 2000), y en la del transporte (p. ej.: Garrod *et al.*, 2002; Ben-Akiva y Bierlaire, 1999; Ben-Akiva y Morikawa, 1990). En la demanda de productos agroalimentarios, se pueden señalar los trabajos relacionados con la aceptación de organismos genéticamente modificados (Burton *et al.*, 2001; Burton y Pearse, 2002; James y Burton, 2003); con la influencia del lugar de origen y su certificación en la elección (Quagraine *et al.*, 1998; Scarpa *et al.*, 2004; Alfnes, 2004); o con la aceptación de nuevos etiquetados de aseguramiento de la calidad (Enneking, 2004).

Al igual que en el análisis conjunto se parte del diseño de productos alternativos definidos por combinaciones de atributos y niveles, y se asume la regla de comportamiento de maximización de la utilidad. Pero a diferencia de aquél, en los experimentos de elección el encuestado elige entre un conjunto de productos alternativos. Aunque no existe unanimidad en la comunidad científica sobre qué método de evaluación de preferencias es más idóneo (aplicaciones comparando distintos métodos se pueden encontrar en Elrod *et al.* 1992; y en Boyle *et al.*, 2001; Lusk, 2002; Holmes *et al.*, 2002), las últimas aplicaciones empíricas, tales como las reseñadas, se centran en este tipo de evaluación por entender que se aproxima en mayor medida a las condiciones reales de los mercados y porque facilitan el proceso de evaluación por parte de los encuestados.

Asimismo, en este tipo de experimentos, es posible ganar todavía más en realismo al incluir una alternativa de «no elección» (Roy, 1990; Elrod *et al.*, 1992). La introducción de esta última opción obedece al hecho de que, en situaciones reales, los consumidores frecuentemente resuelven no elegir los productos que en ese momento se encuentran en el mercado ya sea porque deciden retrasar la compra en espera de una mejora en los niveles de los atributos (precio, marca, presentación, etc.) o porque los productos ofrecidos no les satisfacen (Dhar, 1997; Lawson y Glowa, 2000), con lo que la inclusión de la opción de «no elección» conduce a predicciones más precisas sobre la penetración de nuevos productos en el mercado (Enneking, 2004). Para una discusión en profundidad sobre el tema se puede consultar Haaijer *et al.* (2001).

Una vez obtenidos los datos del experimento, se estima un modelo de elección discreta. El más ampliamente difundido es el modelo logit, si bien, recientemente ha irrumpido con cierta pujanza el logit mixto o con parámetros aleatorios (Bonnet y Simioni, 2001; Rigby y Burton, 2003; Alfnes, 2004, son algunas de las aplicaciones en el ámbito agroalimentario). El logit mixto es un modelo más flexible, que permite representar la heterogeneidad de preferencias de los individuos así como la posible co-

relación existente entre elecciones sucesivas. El logit condicional estima un parámetro para cada atributo, de forma que está asumiendo que la influencia de un atributo es idéntica en la utilidad o preferencias de todos los individuos. Por el contrario, en el logit mixto, se permite que los parámetros varíen entre individuos, e incluso que la misma característica tenga un efecto positivo en unos consumidores y negativo en otros, por lo que la disposición al pago, también varía entre individuos. Por ejemplo, ante la introducción de nuevos productos o innovaciones en los ya existentes, no todos los consumidores se muestran igualmente receptivos como demuestra la teoría de la adopción de nuevos productos. El logit mixto nos permitirá contrastar esta hipótesis, y de esta forma, estimar con más precisión las posibilidades de introducir una nueva variedad.

El artículo se estructura como sigue: en la segunda sección se explica el marco general de análisis, repasando la modelización de la elección y su conexión con los modelos de estimación, logit y logit mixto; en la tercera sección se explica el diseño del experimento y se especifican los modelos utilizados en la investigación; en la cuarta sección se muestran los resultados y finalmente, se presentan las principales conclusiones.

## 2. El marco analítico general

Para una explicación en profundidad de la modelización de la elección y los modelos logit se pueden consultar Bennett y Blamey (2001) y Louviere *et al.* (2000), y para el modelo logit mixto además Train (2003).

### 2.1. Modelización de la elección

La elección entre alternativas suele explicarse en el contexto de la maximización de la utilidad por parte del individuo que efectúa tal elección, en lo que se denominan modelos de utilidad aleatoria (RUM: *random utility models*). Brevemente, el modelo de utilidad aleatoria se puede resumir como sigue. Un individuo  $n$  se enfrenta a un conjunto de elección formado por  $J$  alternativas, y de cada alternativa  $i$ , obtiene una utilidad  $U_{in}$ ,  $i = 1, \dots, J$ . Esta utilidad, sin embargo, aunque conocida por el decisor, es desconocida para el investigador, quien en cambio, sí que observa un conjunto de atributos o características  $x_{in}$  que posee la alternativa  $i$ . Opcionalmente, también es posible que se tenga información sobre características propias del individuo decisor, y que denominamos  $s_n$ . La utilidad queda entonces definida por la suma de dos componentes; uno,  $V_{in}$ , que es función de las características propias de la alternativa ( $x_{in}$ ) (y, opcionalmente del individuo,  $s_n$ ), normalmente denominada utilidad representativa y especificada mediante una relación lineal:  $V_{in} = \beta' x_{in}$ , siendo  $\beta$  un vector de parámetros a estimar; y otro componente desconocido,  $\varepsilon_{in}$ , considerado aleatorio y con una función de densidad conjunta  $f(\varepsilon_n)$ , con  $\varepsilon_n = \{\varepsilon_{1n}, \dots, \varepsilon_{jn}\}$ . Es a partir de esta función de densidad, que se puede conjugar la regla de comportamiento de maximización de utilidad con la probabilidad de elección: el individuo  $n$  elegirá la alternativa  $i$ ,

si ésta le proporciona una utilidad superior a cualquier otra alternativa  $j$ , disponible en su campo de elección. Es decir la probabilidad de elegir  $i$ ,  $P_{in}$  es:

$$\begin{aligned} P_{in} &= \text{Prob}[U_{in} > U_{jn}] = \text{Prob}[V_{in} + \varepsilon_{in} > V_{jn} + \varepsilon_{jn} \quad \forall i \neq j] = \\ &= \text{Prob}[\varepsilon_{jn} - \varepsilon_{in} < V_{in} - V_{jn} \quad \forall i \neq j] \end{aligned} \quad [1]$$

Esta expresión es la probabilidad de que cada componente aleatorio de la utilidad esté por debajo de una porción observada de utilidad, en otras palabras, es una función de distribución, que tiene su representación equivalente en términos de la función de densidad  $f(\varepsilon_n)$ .

## 2.2. Modelo Logit

Dependiendo de la especificación de  $f(\varepsilon_n)$ , se obtienen distintos modelos de elección discreta. Entre los más utilizados, se encuentra el modelo logit, que parte del supuesto de que la parte aleatoria de la utilidad se distribuye como una función de valor extremo iid (independiente e idénticamente distribuida), y de la cual se deriva la probabilidad de elegir la alternativa  $i$  (McFadden, 1973):

$$P_{in} = \frac{e^{V_{in}}}{\sum_{j=1}^J e^{V_{jn}}} = \frac{e^{\beta'x_{in}}}{\sum_{j=1}^J e^{\beta'x_{jn}}} \quad [2]$$

Cuando únicamente se incluyen variables  $x_{in}$ , características de las alternativas de elección, la literatura suele utilizar el término logit condicional. El modelo logit tiene tres limitaciones principales y que se derivan directamente del supuesto de independencia de la distribución del componente no observable de la utilidad (condición iid):

(1) no permite representar variación en los gustos que no puedan ligarse a características observables de los individuos (ej. variables socio-demográficas);

(2) implica una sustitución proporcional entre alternativas (exhibe la propiedad de independencia de alternativas irrelevantes IIA); y

(3) no permite que el componente no observable de la utilidad esté correlacionado entre alternativas y en el tiempo. La ausencia de correlación entre alternativas exige que las causas no observadas que afectan a la utilidad de varias alternativas no tengan ninguna relación entre sí; y, la ausencia de correlación en el tiempo, descarta la posibilidad de que cuando un individuo realiza una secuencia de elecciones, los factores no observables estén relacionados o persistan en el tiempo.

## 2.3. Modelo Logit Mixto

El logit mixto relaja los supuestos de la parte no observada o aleatoria de la utilidad  $\varepsilon_{in}$ , y en consecuencia, solventa las tres limitaciones fundamentales del modelo logit. La primera aplicación de este modelo se remonta a 1980, si bien, no se ha difundido hasta que los avances informáticos han permitido agilizar los procesos de si-

mulación. Al igual que en el modelo logit, se puede derivar la probabilidad de elección de una alternativa a partir de la regla de comportamiento de maximización de la utilidad. En este caso, la utilidad que obtiene el individuo  $n$  de la alternativa  $i$ , disponible en el conjunto de elección  $J$ , es:

$$U_{in} = V_{in} + \varepsilon_{in} = \beta_n^i x_{in} + \varepsilon_{in} \quad [3]$$

donde  $x_{in}$  son las características observadas de la alternativa  $i$  (puede incluir opcionalmente características  $s_n$  del individuo);  $\beta_n$  es el vector de coeficientes para el individuo  $n$ , y  $\varepsilon_{in}$  es el componente aleatorio y desconocido de la utilidad, distribuido como una función de valor extremo, idéntica e independientemente (iid). Los parámetros  $\beta_n$  varían entre individuos, reflejando sus preferencias o gustos, según una función de densidad  $f(\beta)$ . El individuo  $n$  elegirá la alternativa  $i$  siempre que  $U_{in} > U_{jn} \forall i \neq j$ , derivándose la probabilidad de elección condicionada:

$$L_{in}(\beta_n) = \frac{e^{\beta_n^i x_{in}}}{\sum_{j=1}^J e^{\beta_n^j x_{in}}} \quad [4]$$

Dado que se desconocen los parámetros  $\beta_n$ , para obtener la probabilidad incondicional  $P_{in}$ , hay que integrar sobre todos los posibles valores, lo que se realiza mediante simulación:

$$P_{in} = \int L_{in}(\beta_n) f(\beta) d\beta \quad [5]$$

Previamente, es necesario elegir la distribución de los parámetros, siendo la distribución normal una de las más extendidas (ej. Revelt y Train, 1998). En este caso:  $\beta \sim N(b, W)$ , donde  $b$  y  $W$  son la media y varianza, respectivamente, que hay que estimar. La distribución normal permite que el signo de los coeficientes varíe, siendo positivo para unos individuos y negativo para otros, pudiéndose calcular la proporción de individuos en cada caso a partir de la media y la desviación típica estimadas (Train, 1998, 2003). Por ejemplo, la variedad Pecán puede ejercer un efecto positivo sobre la utilidad de algunos consumidores, mientras que puede reducir la utilidad de otros, y por consiguiente, unos individuos estarán dispuestos a pagar por esta característica mientras que a otros habrá que compensarles para que estén dispuestos a adquirir un producto con tal característica.

### 3. Aplicación empírica

#### 3.1. Diseño del experimento

Los experimentos de elección permiten reproducir las condiciones de elección de un producto en el mercado. El consumidor se enfrenta a varios productos alternativos



y elige uno de ellos, o ninguno. El punto de partida del experimento consiste en identificar los atributos y niveles relevantes. Con este fin, se realizó un recorrido del lineal en distintas cadenas de distribución, lo que nos permitió identificar las maneras alternativas de presentación del producto. Los atributos y correspondientes niveles fueron: Modo de producción (ecológico y convencional); Precio (2€, 2,5€, 3€, 3,75€, 4€ y 5€); Cáscara (con cáscara y pelada); Marca (con marca o envasada, y sin marca o a granel). Del recorrido del lineal se observó una elevada correlación entre la presencia de marca (ya sea del fabricante, p.ej. Borges o del distribuidor, p.ej. El Corte Inglés, Consumer) y la presentación del producto envasado. Por ello, aunque en principio marca y envase parecen atributos distintos, para reducir la complejidad del experimento y teniendo en cuenta la relación observada, se consideraron conjuntamente. Por otra parte, el precio se corresponde a cantidades equivalentes de nuez, es decir, cuando la nuez tiene cáscara, el precio es por 750 gramos, mientras que si está pelada, el precio se refiere a 250 gramos. A estos atributos se añadió la variedad: California y Pecán para poder estimar el grado de aceptación de esta variedad, no disponible actualmente en el mercado, y poder así calcular la disposición marginal al pago por ella (o el descuento que un productor extranjero tendría que aplicar para poder comercializarla en nuestro país). Ambas variedades son de importación, aunque la California está completamente extendida y consolidada en el mercado español. Debido al desconocimiento de la Pecán, se incluyeron fotografías de las variedades en el diseño de las tarjetas, y se ofrecieron muestras a los participantes.

De la combinación de todos los posibles niveles de los atributos, se obtuvieron 96 posibles combinaciones o productos alternativos ( $6 \times 2^4$ ). El número de productos alternativos a evaluar se puede reducir mediante la aplicación de diseños ortogonales, tales que permitan estimar los efectos principales de cada nivel de cada atributo. En esta investigación, se utilizaron dos diseños ortogonales (utilizando la herramienta del paquete estadístico SPSS 10.0), cada uno con 16 productos alternativos. A continuación, y tras comprobar que no existían productos repetidos, se eligieron aleatoriamente un producto de cada diseño, formando así parejas. Este es uno de los posibles procedimientos de diseño de experimentos de elección contemplado en Louviere *et al.* (2000) y aplicado, entre otros por Scarpa *et al.* (2004). De este modo, se obtuvieron 16 tarjetas o conjuntos de elección, formadas cada una de ellas por dos productos alternativos, que etiquetamos con el nombre de Opción A y B, y a los que añadimos la Opción C de «no elección». El procedimiento descrito es válido cuando se trata de alternativas cuya etiqueta no tiene un significado en sí mismo, como en este caso. Un ejemplo de las 16 tarjetas evaluadas por los consumidores se muestra en el Cuadro 1.

Las 16 tarjetas se repartieron a su vez en tres bloques, los cuales contenían seis tarjetas en común y cuatro diferentes. De esta forma, cada persona evalúa diez tarjetas. Esta técnica denominada «blocking» es una práctica habitual (Louviere *et al.*, 2000) y ha sido aplicada, entre otros, por Scarpa *et al.* (2004), James y Burton (2003) y Garrod *et al.* 2002. Este método permite, por un lado, agilizar la investigación y, por otro, obtener respuestas fiables, ya que la calidad en las respuestas tiende a bajar debido al cansancio y el creciente desinterés que pueden sufrir los encuestados si se ven enfrentados a un elevado número de elecciones (Wu, 2002; Johnson y Orme, 1996; Adámowicz *et al.*, 1994).

Una encuesta piloto nos permitió comprobar que el experimento era comprendido, y sugirió la necesidad de llevarlo a cabo en grupos pequeños que facilitase su explicación. El experimento se llevó a cabo en Zaragoza, entre septiembre y octubre de 2003, y contó con la participación de 130 consumidores de nueces. Asimismo, al experimento se adjuntaba un breve cuestionario sobre hábitos de consumo y actitudes hacia el producto, así como sobre características socio-demográficas de los individuos, que no se analizan en este artículo.

CUADRO 1  
Ejemplo de tarjeta o conjunto de elección

TARJETA 1	OPCIÓN A	OPCIÓN B
Técnica de producción	Ecológica	Ecológica
Precio	3 € / 499 ptas.	3,75 € / 624 ptas.
Envase/Marca	Con Marca/Envasado	Sin marca/granel
Presentación	Sin cáscara	Sin cáscara
Variedad	Pecán 	California 

Compraría el producto: A  B  ninguna de las anteriores C

Nota: El precio se refiere, bien a 250 gramos de nuez sin cáscara o 750 gramos de nuez con cáscara.

### 3.2. Especificación del modelo

A partir de la información proporcionada por el experimento de elección se han estimado dos modelos: logit y logit mixto. En el modelo logit, la utilidad que obtiene el individuo  $n$  del producto  $i$  viene dada por la siguiente expresión:

$$U_{in} = \beta_{PR} \cdot PR_i + \beta_{ECCO} \cdot ECCO_i + \beta_{CMSM} \cdot CMSM_i + \beta_{CCSC} \cdot CCSC_i + \beta_{PECCA} \cdot PECCA_i + \beta_{in} \quad [6]$$

$i = \text{Opción A, B, C}$

donde:

- $PR_i$  = precio del producto  $i$ , variable continua;
- $ECCO_i$  = +1 si el producto  $i$  es producido con técnicas ecológicas;  
= -1 si el producto  $i$  es producido con técnicas convencionales;
- $CMSM_i$  = +1 si el producto  $i$  posee marca (envasado);  
= -1 si el producto  $i$  no posee marca (a granel);
- $CCSC_i$  = +1 si el producto  $i$  tiene cáscara;  
= -1 si el producto  $i$  no tiene cáscara;



PECCA<sub>i</sub> = +1 si el producto *i* es de la variedad Pecán;  
 = -1 si el producto *i* es de la variedad California.

Salvo el precio, que se considera como una variable con efecto lineal, todos los atributos se codifican como efectos (en lugar de variables dummy, con valores 0, 1), que es la práctica habitual en este tipo de experimentos (Louviere *et al.*, 2000). Cada parámetro estimado por tanto, representa directamente la diferencia de utilidad entre un nivel y el que sirve de referencia. En nuestro caso, dado que todos los atributos tienen dos niveles, el efecto sobre la utilidad del nivel de referencia es el parámetro cambiado de signo (p.ej. el efecto de convencional, es  $-\beta_{\text{ECCO}}$ ). Debido a la naturaleza del experimento, diseñado para estimar los efectos principales de cada nivel, no se incluyen la interacción entre niveles de distintos atributos.

A la opción C de no elección, no se le asignó ninguna combinación de niveles en el diseño. Por tanto, en la estimación, cada una de las variables arriba descritas toman el valor 0. Siguiendo la recomendación de Haaijer (1999), se incluyen una constante específica para cada alternativa «real» (opción A y B) en el conjunto de elección (lo que equivale a incluir una constante para la alternativa C de «no elección»). El valor 0 de la alternativa de no elección representa un nivel adicional en cada atributo. Cuando el atributo es lineal (precio), este valor 0 actúa como un nivel real que puede inducir sesgo en el parámetro correspondiente. En este caso, las constantes contrarrestan este sesgo. Cuando los atributos se codifican como efectos (el resto de los atributos en nuestro modelo: ECCO, CMSM, CCSC, PECCA), el problema del sesgo no está presente, porque todos los niveles (ej. ecológico y convencional) utilizan el valor 0 como referencia. No obstante, incluso en este caso es recomendable incorporar las constantes específicas ya que permiten conseguir mejoras sustanciales en el ajuste del modelo.

El segundo modelo estimado es el logit mixto. El parámetro del precio se ha mantenido fijo, al igual que en las aplicaciones empíricas referenciadas, para poder estimar fácilmente el precio implícito de las otras características; y se ha asumido una distribución normal para el resto de parámetros, para permitir que cada característica pueda tener un efecto positivo o negativo sobre distintos individuos. La expresión en [6], por tanto, se modifica simplemente añadiendo un sub-índice *n* a los parámetros:  $\beta_{\text{ECCO},n}$ ,  $\beta_{\text{CMSM},n}$ ,  $\beta_{\text{CCSC},n}$  y  $\beta_{\text{PECCA},n}$ . La estimación de los modelos se ha llevado a cabo en GAUSS, adaptando los programas disponibles en la página de K. Train:

<http://emlab.berkeley.edu/books/choice.html>

## 4. Resultados

En el Cuadro 2 se muestran los resultados de la estimación del modelo logit condicional y del logit condicional mixto. Ambos modelos son claramente mejores que el modelo que solo incluye las constantes específicas, tal y como señala la elevada significatividad de la ratio de verosimilitud LLR, denotando el poder explicativo de los atributos utilizados en el experimento. Asimismo, la ratio LLR1 indica claramente la mejora en el poder explicativo del modelo logit mixto sobre el logit, y la significatividad de las desviaciones típicas estimadas en el logit mixto indican claramente la

mayor idoneidad de este último para explicar las elecciones entre alternativas. Debido a esta superioridad, en lo sucesivo los análisis se realizan sobre el logit mixto.

El signo de los parámetros estimados proporciona información sobre el efecto que la presencia de la característica (en variables categóricas) o el aumento (disminución) de una variable continua tiene sobre la probabilidad de elegir un producto que incluya tales características. Recorriendo los parámetros estimados con el logit mixto se puede concluir lo siguiente.

CUADRO 2  
Parámetros estimados en el logit básico

Variable	Logit		Variable	Logit mixto		
	Coefficiente	Error Standard		Coefficiente	Error Standard	
Precio	-0,441*	0,072	Precio	-	-0,793*	0,103
ECCO	0,209*	0,068	ECCO	media	0,412*	0,087
	-	-		desv.tip	0,345*	0,110
CMSM	0,160*	0,044	CMSM	media	0,285*	0,082
	-	-		desv.tip	0,518*	0,100
CCSC	0,049	0,048	CCSC	media	0,139	0,117
	-	-		desv.tip	1,184*	0,137
PECCA	-0,173*	0,040	PECCA	media	-0,307*	0,082
	-	-		desv.tip	0,845*	0,112
CTE_A	2,742*	0,259	CTE_A	-	4,065*	0,449
CTE_B	2,757*	0,275	CTE_B	-	4,140*	0,467
LL( $\theta$ ) <sub>1</sub>	-1.244,61		LL( $\theta$ ) <sub>2</sub>	-1.128,77		
LL(0)	-1.275,56		LLR	293,58	(0,000)	
LLR	62,14	(0,000)	LLR1	231,68	(0,000)	
N.Obs.	1300		N.Obs.	1300		

LL(0): Logaritmo de la función de verosimilitud evaluada en un modelo con constantes.

LL( $\theta$ ): Logaritmo de la función de verosimilitud evaluada en el modelo con todas las variables explicativas.

LLR: Ratio de Verosimilitud que contrasta la significatividad conjunta de los parámetros del modelo del que se trate:

LLR =  $-2[\text{LL}(0) - \text{LL}(\theta)]$ ;  $\text{LL}(\theta) = \text{LL}(\theta)_1$  en modelo logit; y  $\text{LL}(\theta) = \text{LL}(\theta)_2$  en el logit mixto.

LLR1: Ratio de Verosimilitud calculada como  $-2[\text{LL}(\theta)_1 - \text{LL}(\theta)_2]$ .

LLR y LLR1 siguen una distribución  $\chi^2$  con grados de libertad igual al número de restricciones impuestas (o número de coeficientes cuya significatividad conjunta se contrasta). El valor de probabilidad entre paréntesis.

\* Indica que el parámetro es significativo al 5% del nivel de significación.

El precio tiene un efecto negativo. A medida que el precio de las nueces disminuye la utilidad para los consumidores aumenta y, por tanto, aumenta la probabilidad de elegir un producto que posea un precio menor, resultado consistente con una demanda normal. La producción bajo técnicas ecológicas tiene un efecto positivo sobre la utilidad, con lo que en igualdad de condiciones del resto de atributos, se favorece la elección de una nuez ecológica. El que la nuez posea marca también aumenta la probabilidad de ser elegida, mientras que el hecho de que la nuez tenga cáscara no afecta significativamente a la probabilidad de elección. No obstante, aunque en este caso la media del parámetro no es significativa, su desviación típica sí que lo es y, además, es

una de las más elevadas, reflejando la dispersión en las preferencias respecto a esta característica. La probabilidad de elección disminuye cuando la nuez es de la variedad Pecán en lugar de California. Se trata de un resultado previsible teniendo en cuenta la escasa familiaridad con la variedad Pecán motivada en buena medida por su escasa o nula presencia en el mercado. Por último, mencionar que las constantes específicas son significativas y positivas, denotando que, en media, la utilidad de cualquiera de las dos opciones presentadas a los entrevistados, es superior a la que se deriva de la opción de no elección.

Teniendo en cuenta la distribución de los parámetros se puede calcular el porcentaje de consumidores que prefieren cada nivel. Así, por ejemplo, el parámetro de ecológico frente a convencional tiene una media de 0,412 y una desviación típica de 0,345. Por tanto, la probabilidad de que el parámetro sea positivo es:

$$\begin{aligned} \text{Prob} [\beta_{\text{PECCA}} > 0] &= \text{Prob} \left[ z > \frac{0 - (0,412)}{0,345} \right] \\ &= \text{Prob} [z > -1.194] = 1 - \text{Prob} [z \leq 1.194] = 1 - 0,12 = 0,88 \end{aligned}$$

donde  $z$  es la variable estandarizada, con una distribución  $N(0,1)$ . Repitiendo este cálculo para cada una de las variables, obtenemos los siguientes resultados. En primer lugar, el 88% de los consumidores encuestados tiene una preferencia hacia el producto ecológico, mientras que el restante 12% prefieren el convencional; el 70% prefiere el producto con marca y el 30% sin marca; las preferencias hacia la cáscara se distribuyen de manera bastante equilibrada: el 54% de los consumidores prefieren la nuez con cáscara y el 46% sin cáscara; y finalmente, la variedad California es preferida por el 65% de los consumidores, mientras que la Pecán lo es por parte del 35% restante. En la investigación previa, se comprobó que parte de los encuestados se inclinaban más hacia variedades locales de nueces que hacia la nuez California. En muchos casos, las variedades locales eran proporcionadas directamente por amigos o familiares que disponían de nogales. En este grupo de consumidores por tanto, no es de extrañar que al tener que elegir entre una variedad conocida, pero sobre la que no muestran su predilección, y una desconocida, se inclinen por esta última.

A continuación, calculamos la disposición marginal al pago (DMP) o el precio implícito por cada atributo. Dada la codificación de las variables como efectos, la disposición al pago hay que interpretarla como la diferencia en euros entre lo que el consumidor está dispuesto a pagar por un nivel concreto en comparación con el nivel de referencia. Ésta se calcula como el cociente entre el parámetro del atributo del que se trate y el parámetro del precio cambiado de signo. Este cociente informa del precio que debería pagar el consumidor para mantener su utilidad constante al modificarse un atributo. Por ejemplo, reduciendo el modelo a las variables PR y ECCO:  $U = \beta_{\text{PR}} \cdot \text{PR} + \beta_{\text{ECCO}} \cdot \text{ECCO} + \dots + \epsilon$ , con  $\beta_{\text{ECCO}} = 0,412$  y  $\beta_{\text{PR}} = -0,793$ . Para mantener la utilidad constante cuando se pasa de un producto convencional a uno ecológico:  $\Delta U = 0 = \beta_{\text{PR}} \cdot \Delta \text{PR} + \beta_{\text{ECCO}} \cdot \Delta \text{ECCO} = 0$ , es necesario un incremento en el precio que contrarreste el efecto positivo de ecológico igual a:

$$DMP = \frac{\Delta PR}{\Delta ECCO} = - \frac{\beta_{ECCO}}{\beta_{PR}} \quad [7]$$

Al mantener el efecto del precio fijo, la disposición marginal al pago sigue la distribución del parámetro del atributo que varía, pero dividido por el coeficiente del precio (Train, 2003). La distribución de la disposición marginal al pago se presenta en el Cuadro 3.

CUADRO 3  
Disposición marginal al pago estimada con el modelo logit mixto

Atributo/nivel	Disposición marginal al pago[DMP] (€)		% indivs. con DMP > 1 €
	Media	Desviación Típica	
Ecológico_ convencional	0,520	0,435	13,47
Con marca _ sin marca	0,359	0,653	16,34
Con cáscara_ sin cáscara	0,175	1,493	29,03
Pecán_ California	-0,387	1,066	9,65

Un consumidor medio está dispuesto a pagar 0,520 € más por una nuez ecológica que una convencional; 0,359 € más por un producto envasado con marca frente a uno sin marca vendido a granel; y 0,175 € más por un producto con cáscara. Por el contrario, al consumidor medio habría que compensarle con un descuento de 0,387 € para que estuviese dispuesto a adquirir una nuez Pecán en lugar de una de California. No obstante, la elevada desviación típica pone de manifiesto la gran heterogeneidad de preferencias y consecuentemente, de la disposición al pago por cada característica. A partir de esta distribución, se puede estimar la proporción de consumidores que estarían dispuestos a pagar distintos niveles de sobre-precio entre un nivel y el que sirve de referencia. En el Cuadro 3 se muestran los resultados para sobre-precios de 1 €. Este diferencial es especialmente relevante para el atributo Ecológico, ya que la inclinación favorable que existe entre los consumidores hacia esta característica, no se manifiesta en una disposición al pago de un sobre-precio que iguale el diferencial de precios existente en el mercado. De este modo, tan sólo un 13% de los encuestados estaría dispuesto a pagar 1 € más por una nuez ecológica que por una convencional. Un 16% de los encuestados estarían dispuestos a pagar esta prima por un producto con marca frente a uno sin marca, y un 29%, por un producto con cáscara.

## 5. Conclusiones

Un experimento de elección ha servido de base para evaluar las preferencias de los consumidores hacia las nueces, incluyendo la posibilidad de no elegir ninguna de las alternativas planteadas en cada conjunto de elección. El análisis se ha

llevado a cabo mediante la estimación de un logit mixto que supera las limitaciones de un modelo logit condicional, al considerar explícitamente la heterogeneidad de preferencias de los individuos en el componente no observable de la utilidad. Asimismo, esta modelización permite solventar el problema derivado de la posible correlación en dicho componente entre sucesivas elecciones llevadas a cabo por el mismo individuo.

Los resultados corroboran la heterogeneidad de las preferencias de los individuos, mostrándose el ajuste del logit mixto muy superior al logit con parámetros fijos. El supuesto de normalidad de la distribución de los coeficientes permite no sólo que las preferencias de distintos individuos hacia una característica concreta sean diferentes, sino además que éstas se polaricen, de forma que un grupo de consumidores prefieran una característica y otro grupo la opuesta. Así, el 88% de los consumidores de nueces prefieren que el producto sea ecológico y el 21% restante que sea convencional. Un consumidor medio estaría dispuesto a pagar 0,52 € más por una nuez ecológica que por una producida con técnicas convencionales, pero sólo un 13% de los consumidores, estaría dispuesto a pagar un sobre-precio de 1 € frente a una nuez producida con técnicas convencionales. Este resultado está en concordancia con otros estudios centrados fundamentalmente en la característica ecológica: los consumidores manifiestan su preferencia por productos ecológicos, percibidos como más saludables y menos dañinos para el medio ambiente, sin embargo, todavía no están dispuestos a pagar el diferencial de precios existente en el mercado (Sanjuán *et al.*, 2003). La mayoría de los consumidores prefieren adquirir la nuez envasada o con marca (un 70%), estando dispuestos a pagar en media un sobre-precio de 0,359 € respecto a un producto sin marca o a granel. Esta inclinación hacia la marca puede estar motivada por las garantías en términos de regularidad de la calidad y factores de confianza y lealtad. Las preferencias hacia la cáscara están igualmente distribuidas, de manera que un poco más de la mitad de los consumidores prefieren adquirir la nuez con cáscara, por la que pagarían 0,175 € más que por la nuez sin cáscara. Finalmente, el consumidor medio prefiere la variedad California, de manera que habría que compensarles con una reducción en el precio de 0,387 € para que adquiriesen la variedad Pecán. No obstante, un 35% de los consumidores muestran una inclinación hacia la variedad Pecán sobre la California.

De estos resultados se deriva que existe una demanda latente hacia nuevas variedades de nueces, como la Pecán, pero que para contrarrestar la desconfianza derivada del desconocimiento, sería preciso introducirla con un precio inferior, al menos, en 39 céntimos de € al precio medio de la variedad California, a igualdad del resto de atributos. Asimismo, el análisis indica la preferencia clara por la marca y la producción ecológica, características que podrían añadirse a la herramienta de precio para favorecer la penetración en el mercado nacional de esta nueva variedad.

Una vez detectada la heterogeneidad de las preferencias del consumidor, el siguiente paso consistirá en identificar las fuentes de esta diferencia. Para ello, el trabajo se ampliará en el futuro hacia la inclusión de variables socio-demográficas y de estilos de vida, para identificar segmentos en el mercado que permitan afinar las políticas de marketing por parte de las empresas comercializadoras.

## Bibliografía

- Adamowicz, W.; Louviere, J. y Williams, M. (1994). «Combining stated and revealed preference methods for valuing environmental amenities». *Journal of Environmental Economics and Management*, **26**:271-292.
- Adamowicz, W.; Boxall, P.; Williams, M. y Louviere, J.J. (1998). «Stated preference approaches for measuring passive use values: choice experiments and contingent valuation». *American Journal of Agricultural Economics*, **80**:64-75.
- Alfnes, F. (2004). «Stated preferences for imported and hormone-treated beef: application of a mixed logit model». *European Review of Agricultural Economics*, **31**(1):19-37.
- Ben-Akiva, M. y Bierlaire, M. (1999). «Discrete choice methods and their applications in short term travel decisions» in R. Hall, ed., *The Handbook of Transportation Science*. Kluwer, Dordrecht, The Netherlands, pp. 5-33.
- Ben-Akiva, M. y Morikawa, T. (1990). «Estimation of switching models from revealed preferences and stated intentions». *Transportation Research*, **24**:485-495.
- Bennett, J. y Blamey, R. (2001) (Eds.). *The choice modelling approach to environmental valuation*. Cheltenham, Edward Elgar.
- Bonnet, C. y Simioni, M. (2001). «Assessing consumer response to Protected Designation of Origin labelling: a mixed multinomial logit approach». *European Journal of Agricultural Economics*, **28**(4):433-449.
- Boyle, K.J.; Holmes, T.P.; Teisl, M.F. y Roe, B. (2001). «A comparison of conjoint analysis response formats». *American Journal of Agricultural Economics*, **83**(2):441-454.
- Burton, M.; Rigby, D.; Young, T. y James, S. (2001). «Consumer attitudes to genetically modified organisms in food in the UK». *European Review of Agricultural Economics*, **28**(4):479-498.
- Burton, M. y Pearse, D. (2002). «Consumer attitudes towards genetic modification, functional foods, and microorganisms: a choice modelling experiment for beer». *AgBioForum*, **5**(2):51-58.
- Dhar, R. (1997). «Consumer preference for a no-choice option». *Journal of Consumer Research*, **24**:215-231.
- Ekinci, S. (1997). «La demanda de almendra y nuez en España una aplicación del modelo de doble obstáculo (double Hurdle)». Mimeo IAMZ- CIHEAM.
- Elrod, T.; Louviere, J.J. y Davey, K.S. (1992). «An empirical comparison of ratings-based and choice based conjoint models». *Journal of Marketing Research*, **29**:368-377.
- Enneking, U. (2004). «Willingness-to-pay for safety improvements in the German meat sector: the case of the Q&S label». *European Review of Agricultural Economics*, **31**(2):205-223.
- Garrod, G.D.; Scarpa, R., y K.G. Willis. (2002). «Estimating The Benefits of Traffic Calming on Through Routes: A Choice Experiment Approach». *Journal of Transport Economics and Policy*. May, **36**(2), 211-231.
- Gracia, A.; Ekinci, S. y Albisu, L.M. (2003). «Consumer's buying decision process for nuts in Spain». *New Medit*, II (3):22-27.
- Haaïjer, M.E. (1999). «Modeling Conjoint Choice Experiments with the Probit Model». Labyrinth Publications. The Netherlands.
- Haaïjer, R.; Kamakura, W. y Wedel, M. (2001). «The 'no-choice' alternative in conjoint choice experiments». *Journal of the Market Research Society*, **43**(1):93-106.
- Hanley, N.; MacMillan, D.; Wright, R.E.; Bullock, C.; Simpson, I.; Parsisson, D. y Crabtree, B. (1998). «Contingent valuation versus choice experiments: estimating the benefits of environmentally sensitive areas in Scotland». *Journal of Agricultural Economics*, **49**(1):1-15.

- Holmes, T.P.; Boyle, K.J.; Teisl, M.F. y Roe, B. (2002). «A comparison of conjoint analysis response formats: reply». *American Journal of Agricultural Economics*, **84**(4):1172-1175.
- James, S. y Burton, M. (2003). «Consumer preferences for GM food and other attributes of the food system». *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, **47**(4): 501-518.
- Johnson, R. y Orme, B. (1996). «How many questions should you ask in choice based conjoint studies?». Art Forum, Beaver Creek.
- Lawson, S. y Glowa, T. (2000). «Discrete choice experiments and traditional conjoint analysis». *Quirk's Marketing Research Review* (www.quirks.com), Article number: 0592.
- Louviere, J.J.; Hensher, D.A. y Swait, J.D. (2000). «Stated Choice Methods. Analysis and Application». Cambridge University Press.
- Lusk, J.L. (2002). «A comparison of conjoint analysis response formats: comment». *American Journal of Agricultural Economics*, **84**(4):1165-1171.
- McFadden, D. (1973). «Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour» in: P. Zarembka (ed.) *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New York.
- MAPA (2001). Anuario de estadística agroalimentaria. MAPA online [http://www.mapa.es/es/estadistica/Anu\\_01/indice.asp?parte=2&capitulo=15](http://www.mapa.es/es/estadistica/Anu_01/indice.asp?parte=2&capitulo=15)
- MAPA (2002). Anuario de estadística agroalimentaria. MAPA online [http://www.mapa.es/es/estadistica/Anu\\_02/indice.asp](http://www.mapa.es/es/estadistica/Anu_02/indice.asp)
- MERCASA (2003). Alimentación en España. Producción, industria, distribución y consumo.
- Muncharaz, P. (2001). *El Nopal. Técnicas de cultivo para la producción frutal*. Ed. Mundi-Prensa.
- Quagraine, K.K.; Unterschultz, J. y Veeman, M. (1998). «Effects of product origin and selected demographics on consumer choice of red meats». *Canadian Journal of Agricultural Economics*, **46**:201-219.
- Revelt, D. y Train, K. (1998). «Incentives for appliance efficiency in a competitive energy environment: random parameters logit models of households' choices». *Review of Economics and Statistics*, **80**(4):647-657.
- Rigby, D. y Burton, M. (2003). *Capturing preference heterogeneity in stated choice models: a random parameter logit model of the demand for GM food*. Discussion Paper Series nº 0319. School of Economic Studies. The University of Manchester.
- Roy, R. (1990). «Conjoint evolves into discrete choice modelling». *Quirk's Marketing Research Review* (www.quirks.com), Article number: 0879.
- Rubey, L. y Lupi, F. (1997). «Predicting the effects of market reform in Zimbabwe: a stated preference approach». *American Journal of Agricultural Economics*, **79**:89-99.
- Sanjuán, A.I.; Sánchez, M.; Gil, J.M.; Gracia, A. y Soler, F. (2003). «Brakes to organic market enlargement in Spain: consumers' and retailers' attitudes and willingness to pay». *International Journal of Consumer Studies*, **27**(2):134-144.
- Scarpa, R.; Philippidis, G. y Spalatro, F. (2004) «'Product-Country Images' and Preference Heterogeneity for Mediterranean Food Products: A Discrete Choice Framework». *Agribusiness* (forthcoming).
- Train, K.E. (1998). «Recreational demand models with taste differences over people». *Land Economics*, **74**(2):230-239.
- Train, K.E. (2003). *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press.
- Wu, J. (2002). «Data Use: Analyzing discrete choice data on monadic cards». *Quirk's Marketing Research Review* (www.quirks.com), Article number: 0987.