# SENSIBILIDAD AL PRECIO DE LA DEMANDA DE VINOS CON DENOMINACION DE ORIGEN

**Helena Resano, Ana I. Sanjuán y Luis M. Albisu**
Unidad de Economía Agroalimentaria y de los Recursos Naturales (C.I.T.A)
Zaragoza.

## Introducción

La industria vinícola en la mayor parte de los países europeos se ha desarrollado en torno al concepto de Denominación de Origen (DO). La DO puede aportar reconocimiento, calidad, reputación y lealtad, los cuatro activos intangibles del valor de marca (Aaker, 1991), al colectivo de vinos amparados bajo este distintivo, favoreciendo una diferenciación que, en última instancia, debería conducir a una demanda más inelástica.

En este trabajo se examina la elección entre vinos tintos jóvenes con DO, mediante un modelo logit condicional, aplicado a datos provenientes de registros de ventas de una cadena de supermercados en Zaragoza, durante el período 1997-1999. Se dispone de información desagregada sobre la cantidad y valor de ventas mensuales en 19 supermercados, correspondientes a marcas de vinos amparadas en 23 DOs españolas. Las cuatro DOs aragonesas (Somontano, Campo de Borja, Calatayud y Cariñena) y Rioja representan el 85% de la cuota de mercado, tanto en términos cuantitativos como monetarios, de este grupo de supermercados. Por ello, el conjunto de elección se ha definido con seis alternativas, las cinco DOs mencionadas de forma desagregada, y el resto de DOs aglutinadas en una alternativa única de elección.

Con esta modelización, se trata de estimar el efecto del precio sobre la probabilidad de elección y el consiguiente reparto de cuotas de mercado, así como contrastar si existe una diferente sensibilidad hacia esta variable dependiendo de la DO de la que se trate. Esta temática se engloba en las líneas de investigación sobre el valor de marca y los modelos de competencia (Chintagunta, 2002; Kadiyali *et al.*, 2000; Cavero y Cebollada, 1999; *inter alia*), con aplicaciones en el sector alimentario de Nevo (2001) y, en España, de Barreiro y Ruzo (2000) y Barreiro *et al.* (2001). El modelo estima, además, de manera residual, el valor intrínseco de cada DO, lo que nos permitirá contrastar si cada DO tiene un valor propio, basado en una reputación adquirida, que le permite diferenciarse del resto, influyendo por tanto en la elección y repercutiendo en una sensibilidad de la demanda diferente.

## Metodología

Entre los modelos de elección discreta que permiten representar las preferencias reveladas de los individuos a través de sus actos de compra, el modelo logit es el más ampliamente difundido. El epíteto condicional suele asignarse cuando las únicas variables explicativas disponibles corresponden a características específicas de la alternativa de elección. Brevemente, para cada mes, año y supermercado, existen 6 alternativas de elección (j). En total existen 684 situaciones de elección (n): 19 supermercados x3 años x12 meses. Los datos observados se corresponden con las decisiones agregadas de un número indeterminado de consumidores, que se suponen efectúan sus elecciones en función de la utilidad que les proporciona cada opción ($U_{nj}$). Parte de esta utilidad es observable a partir de las características propias de la elección ($V_{nj}$) y el resto es el componente aleatorio de la utilidad $\varepsilon_{nj}$. Se consideran dos modelos:

$$\textit{Modelo A:}\ U_{nj} = V_{nj} + \varepsilon_{nj} = \alpha_j + \beta\ Precio_{nj} + \varepsilon_{nj} \quad [1]$$

donde la variable "Precio" denota el precio de la DO "j" elegida en la situación de elección "n", siendo $\alpha_j$ la constante específica de esta DO, cuyo valor es cero en el caso de Rioja, que se toma como referencia. La inclusión de las constantes específicas no sólo permite captar el impacto medio de las variables omitidas y situar la probabilidad media de elección de cada alternativa en las proporciones existentes en la muestra (Train, 2003), sino que también representan el diferencial en utilidad respecto a la DO de referencia, asumiendo por tanto que cada DO posee características propias que la diferencian (al margen del precio) y que contribuyen a explicar su elección (Guadagni y Little, 1983).

$$\textit{Modelo B:}\ U_{nj} = V_{nj} + \varepsilon_{nj} = \alpha_j + \beta_j\ Precio_{nj} + \varepsilon_{nj} \quad [2]$$

A diferencia del anterior, se permite que el precio tenga un impacto diferente sobre la utilidad percibida dependiendo de la DO ($\beta_j$).

El modelo logit asume que el componente aleatorio de la utilidad se distribuye como una función de valor extremo, dando lugar a la siguiente probabilidad de elección de cada alternativa "j" (calculado para un valor concreto de las variables explicativas):

$$P_j = \frac{e^{V_j}}{\sum_{j=1}^{6} e^{V_j}} \quad [3]$$

A partir de esta expresión de probabilidad, se puede estimar la elasticidad precio de la demanda Eij:

$$Eij = \frac{\partial P_j}{\partial\ Precio_i} \frac{Precio_i}{P_j} = \left[1(i=j) - P_i\ P_j\right]\beta_i \frac{Precio_i}{P_j}$$

donde al primer cociente se le denomina efecto marginal, y siendo $\beta_i$ el parámetro del precio en el modelo B o alternativamente $\beta$ en el modelo A. Tan sólo se calcula la elasticidad directa (i=j), debido a que la propiedad IIA (independencia de alternativas irrelevantes) hace que el ratio de las probabilidades de elección entre dos alternativas se mantenga constante, con independencia de qué otras alternativas estén disponibles, dando lugar a elasticidades precio cruzadas idénticas.

## Resultados y Discusión

Los resultados de la estimación de los modelos A y B se muestran en el Cuadro 1. Especificaciones alternativas fueron consideradas y finalmente descartadas por mostrarse inferiores a las expuestas. Así, se incluyó la interacción entre la constante específica y el mes/año de la observación, en los que se había detectado, de manera descriptiva, un efecto estacional favorable a las cuotas de mercado de las DOs aragonesas (en Abril, Octubre y Diciembre). Estos parámetros no resultaron ser significativos. Además, en el modelo B, inicialmente se consideró un efecto del precio distinto para cada una de las 6 DOs, resultando en una baja significatividad individual. Para mejorar el poder explicativo del modelo, se agruparon las 6 opciones en 4 segmentos en función de la similitud de la media y la dispersión de los precios. La DO Somontano (Segmento 1) muestra un claro desplazamiento hacia mayores precios, de forma que la mayoría de las botellas comercializadas por esta cadena se sitúan entre 2 y 3€ por botella. Campo de Borja se asemeja a Rioja (Segmento 2), posicionando prácticamente la totalidad del vino a precios superiores a 2€, si bien el máximo

precio alcanzado es mayor en Rioja. Cariñena y Calatayud (Segmento 3) se posicionan muy próximos, con un mayor porcentaje de botellas vendidas en el tramo de 1,5-2€. El grupo de "Otras DOs" se mantuvo aislado a pesar de las semejanzas en la dispersión de precios con el Segmento 3 debido a la gran heterogeneidad de sus componentes.

Cuadro 1. Resultados de la estimación de los modelos logit condicionales

| | Modelo A | | Modelo B | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Parámetro | Error standard | Parámetro | Error standard | | Elasticidad Directa |
| α_Somontano | -0.178 | 0.171 | -1.529* | 0.801 | Somontano | -1.472 |
| α_Campo de Borja | -1.265* | 0.176 | -1.327*** | 0.180 | C.de Borja | -1.973 |
| α_Calatayud | -2.163* | 0.251 | -2.155*** | -0.673 | Calatayud | -1.557 |
| α_Cariñena | -0.100 | 0.179 | -1.594 | 0.771 | Cariñena | -1.042 |
| α_Otras DOs | -1.122* | 0.184 | -1.594** | 0.771 | Otras DOs | -1.363 |
| α_Rioja | 0 | --- | 0 | --- | Rioja | -2.061 |
| Precio (efecto único) | -0.913* | 0.181 | --- | --- | | |
| Precio_Segmento 1 [2] | --- | --- | -0.604** | 0.248 | | |
| Precio_Segmento 2 [2] | --- | --- | -1.149*** | 0.242 | | |
| Precio_Segmento 3 [2] | --- | --- | -1.270*** | 0.412 | | |
| Precio_Segmento 4 [2] | --- | --- | -0.944** | 0.379 | | |
| LL(0) [3] | -1061.500 | | -1058.170 | | | |
| LL(θ) [4] | -932.752 | | -930.982 | | | |
| LR [5] | 257.490 | (0.000) | 253.986 | (0.000) | | |
| Índice LR | 0.165 | | 0.167 | | | |
| N. Observaciones | 624 | | 624 | | | |

[1] *, ** y *** indican significatividad al 10, 5 y 1%, respectivamente, del nivel de significación; [2] Segmento 1 engloga a DO Somontano; Segmento 2 a DO Rioja y DO Campo de Borja; Segmento 3 a DO Calatayud y DO Cariñena y Segmento 4 a "Otras D.O.s"; [3] **LL(0):** Logaritmo de la función de verosimilitud evaluada en el modelo que incluye solamente el precio; [4] **LL(θ):** Logaritmo de la función de verosimilitud evaluada en el modelo con todas las variables explicativas; [5] **LR**: Estadístico de la razón de verosimilitud, entre LL(θ) y LL(0), con probabilidad entre paréntesis

El valor de la función de verosimilitud (LL(θ)) y el índice de la razón de verosimilitud (Indice LR) apuntan hacia la mayor idoneidad del modelo B (marginalmente), en el cual se distinguen además, claramente, un elevado número de parámetros individualmente significativos. Aplicando un test de Wald a parejas de parámetros, se ha podido corroborar que existe claramente una diferencia entre el efecto del precio en la DO Somontano, las cuatro aragonesas más Rioja, y el conglomerado de Otras DOs. La elección entre DOs depende significativamente del precio, viéndose favorecida ante disminuciones de éste. Sin embargo, cambios en el precio no conllevan variaciones en la cuota de mercado idénticas entre DOs. La demanda del vino joven es elástica, siendo más sensible la demanda de la DO Rioja y Campo de Borja, posicionados en los niveles más altos admisibles por el segmento de la demanda que se dirige hacia esta cadena de distribución, y menos la de Cariñena, caracterizada por los niveles de precios más bajos, lo que le permitiría aumentos de precios sin por ello penalizar en gran medida su cuota de mercado.

Las constantes específicas son conjuntamente significativas, captando el impacto medio de la parte de la utilidad no observada. Un componente de esta utilidad puede provenir del valor intrínseco de la DO que motiva su elección al margen del precio; pero también puede existir un componente ligado a las políticas de marketing del establecimiento, observable para el consumidor aunque no detectables mediante los datos agregados aquí manejados, como la política de promociones y posición en el lineal. Como resultado de ello, al 5% de nivel de significación, el posicionamiento de la DO Rioja, Cariñena y Somontano

coinciden, mientras que la DO Calatayud se situaría en el extremo más alejado de las anteriores.

El mercado vinícola se encuentra en constante evolución, y en este trabajo se ha estudiado una muestra estática del mismo, referida a una cadena de supermercados, una zona geográfica y un período muestral particulares. No obstante, el documento contribuye a la literatura sobre modelos de elección discreta y sobre el papel de las Denominaciones de Origen como valor de marca en los vinos. Una extensión del mismo podría derivar en la relajación del supuesto IIA ya comentado, a través de la utilización de un modelo logit anidado (nested logit).

## Bibliografía


Aaker D.A. 1991. Managing brand equity: Capitalizing on a brand name. New York, Free Press.

Barreiro J.M., Losada F., Ruzo E. 2001. Valor de marca, calidad percibida y calidad real: un análisis comparativo del mercado de la leche. Rev. Esp. Estud. Agrosoc. Pesq. 190: 195-221.

Barreiro J.M., Ruzo E. 2000. Análisis del valor de marca a través del logit multinomial: un estudio empírico. XII Encuentro de Profesores Universitarios de Marketing, Santiago, ESIC: 167-183.

Cavero S., Cebollada J. 1999. Análisis de la competencia entre tipos de marca. Una aplicación empírica. ICE 779: 55-70.

Chintagunta P.K. 2002. Investigating category pricing behaviour in a retail chain. J. Market. Res. 39(2): 141-154.

Guadagni P.M., Little J.D.C. 1983. A logit model of brand choice calibrates on scanner data. Market. Sci. 2: 203-238.

Kadiyali V., Chintagunta P., Vilcassim N. 2000. Power in manufacturer-retailer interactions: An empirical investigation of pricing in a local market. Market. Sci. 19(2): 127-148.

Nevo A. 2001. Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry. Econometrica 69(2): 307-342.

Train K.E. 2003. Discrete choice methods with simulation. Cambridge University Press.