

El vino tinto de denominación de origen en Castilla-La Mancha: un análisis de precios hedónicos

MANUEL RODRÍGUEZ AVENDAÑO (*)

JUAN SEBASTIÁN CASTILLO VALERO (**)

1. INTRODUCCIÓN

Los mercados agroalimentarios están cambiando rápidamente y con ellos toda la gama de productos que se ofrece a los consumidores. Una de las apuestas del sector agroalimentario, y en este caso concreto del sector vitivinícola, ha sido la diferenciación del producto como forma de aumentar el valor añadido. Esta tendencia a diferenciar los productos ha venido motivada por una serie de aspectos.

En primer lugar, los vinos, y en particular los vinos españoles de calidad, tienen una difícil comercialización en el mercado nacional debido tanto a la mayor presencia de los procedentes de otros países, como a la creciente competencia entre las denominaciones de origen nacionales en un entorno de disminución del consumo.

Por otra parte, existe una creciente segmentación de los consumidores con unas necesidades y actitudes hacia el consumo muy distintas. Como reacción a esta nueva tendencia en el consumo de alimentos, las regiones tradicionalmente productoras de vino, como Castilla-La Mancha, se han visto obligadas a reorientar sus estrategias de *marketing*. Esta reorientación ha conducido a que la diferenciación de los productos sea una herramienta muy útil para ofrecer a los distintos consumidores aquello que están demandando y que mejor responde a sus necesidades.

(*) *Departamento de Economía Agroalimentaria. Universidad de Castilla-La Mancha.*

(**) *Departamento de Producción Vegetal. Universidad de Castilla-La Mancha*

- Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros, n.º 222, 2009 (103-123).

En nuestro caso, consideramos que el consumidor demandará aquel vino cuyos atributos, tanto intrínsecos como extrínsecos, valore en mayor medida. En este marco, lo que pretendemos conocer es el valor económico que el consumidor asigna a las distintas características del vino tinto Denominación de Origen de Castilla-La Mancha. Este es el objetivo del trabajo, calcular el precio implícito de los diferentes atributos del vino que determinan la decisión de compra del consumidor. La extraordinaria extensión de viñedos en esta región, la elevada importancia del vino para su economía y para la sostenibilidad de su medio rural y las abundantes Denominaciones de Origen existentes, motivan sobradamente este estudio.

Para ello, se va a utilizar el enfoque de los precios hedónicos propuesto hace algunas décadas por Rosen (1974). Las funciones de precios hedónicos relacionan el precio de un bien con un rango de sus atributos de tipo cualitativo y/o cuantitativo. Para la elaboración del estudio, se han recogido el precio y una serie de características procedentes de una muestra de botellas de vino tinto DO elaborados en Castilla-La Mancha. Los atributos del vino utilizados en el análisis son: la valoración de su calidad realizada por un catador experto, la variedad de uva, la Denominación de Origen del vino, el año de cosecha de la uva, el tiempo de fermentación y el volumen de comercialización de la bodega.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. Tras esta breve introducción, el segundo apartado resume los antecedentes de los precios hedónicos. En el tercer apartado se describen los datos utilizados y los principales atributos que determinan el precio del vino tinto DO de Castilla-La Mancha. El apartado cuarto recoge la metodología en la que se aborda el problema de la selección de la forma funcional de la ecuación de precios hedónicos. En el quinto apartado se presentan los resultados obtenidos en la estimación. Finalmente, se presentan las principales conclusiones y recomendaciones del trabajo.

2. ANTECEDENTES: LAS FUNCIONES DE PRECIOS HEDÓNICOS

Aunque las funciones hedónicas ya habían sido utilizadas con anterioridad, Houthakker (1952) fue el primer autor que propuso un modelo de elección del consumidor basado en las características del producto (Steiner, 2001). Esta idea se desarrollaría posteriormente por Lancaster (1971) y Rosen (1974), poniendo el énfasis en la noción de mercado de los precios hedónicos y en que la función de precios hedónicos se determina en el mercado competitivo de pro-

ductos al maximizar el consumidor su utilidad y someterla a su restricción presupuestaria.

Los primeros trabajos sobre precios hedónicos se centraron en el estudio de funciones para viviendas (Fujita, 1989) y automóviles (Griliches, 1961; Triplett, 1969). En el caso del vino, su inclusión en este tipo de funciones parece haber tenido cierto éxito en la literatura económica con trabajos para el vino español (Morilla y Martínez, 2002; Angulo *et al.*, 2000), australiano (Oczkowski, 1994, 2001; Steiner, 2004), chileno (Shapiro, 1983), sueco (Nerlove, 1995), francés (Combris, 1997; Thrane, 2004), etc. Una de las razones de esta rica bibliografía posiblemente radique en la dificultad de explicar la demanda de vino de calidad (1) mediante variables como el precio o la renta disponible, lo que lleva a intentar explicar el precio por medio de variables cualitativas donde su identificación y estimación por parte del mercado puede llegar a condicionar las decisiones de productores al invertir y las de consumidores al comprar (Oczkowski, 1994). En el cuadro-resumen 1 mostramos una síntesis de estas aportaciones al estudio del vino.

En la misma línea, a la hora de establecer nuestra función para el vino, tenemos en cuenta características exclusivamente de tipo cualitativo, aunque si bien algunas pueden considerarse de tipo objetivo –como el tipo de uva y la región de origen– y otras subjetivas –como los juicios de calidad sobre el vino–, pero siempre que se encuentren a disposición y conocimiento de los consumidores fácilmente. En este caso, las guías de vino para consumidores proporcionan generalmente este tipo de información sobre la calidad del vino y, por lo tanto, pueden servir para reflejar las influencias en precios de la demanda. Al respecto, Combris (1997) destaca que las características objetivas (clase de vino, año de vendimia) son más influyentes en el precio que las características sensoriales o subjetivas como la calidad del vino. Nerlove (1995), en cambio, establece que las preferencias de los individuos se expresan por las cantidades que compran de cada vino en concreto y sus resultados lo contrastan sugiriendo que los consumidores suecos son altamente sensibles al precio.

Aunque autores como Unwin (1999) se centran en la erradicación del enfoque hedónico aplicado al vino (2), aquí se sostiene la validez del uso de las funciones hedónicas siempre y cuando se aplique bajo

(1) Identificamos a efectos de este trabajo vino de calidad al vino Denominación de Origen.

(2) Debido a la falta de consistencia en los datos, la alta correlación entre variables y al incumplimiento del supuesto de competencia pura introducido por Rosen para el mercado del vino.

Cuadro Resumen 1

ANTECEDENTES DE LA METODOLOGÍA HEDÓNICA PARA EL VINO

Estudio	Metodología	Resultados
Shapiro (1983)	*Efectos de la reputación del productor sobre el precio	*Influencia de la reputación sobre el precio, buena estrategia invertir en reputación *Conclusiones parejas a las de Oczkowski
Oczkowski (1994)	*Incluye medidas de calidad del vino y tamaño del productor	*La calidad aumenta el precio del vino en el mercado *Relación inversa entre el tamaño de la bodega y el precio. Los pequeños productores venden a precios mayores
Nerlove (1995)	*Monopolio por parte del gobierno: precios exógenos *Preferencias de los consumidores expresadas por cantidades	*Consumidores muy sensibles al precio *El origen territorial de los vinos no es significativo *Valoración de la calidad por el mercado
Combris <i>et al.</i> (1997)	*Incluye medidas de calidad para el vino de Burdeos	*La calidad y el año de vendimia son los atributos que más influyen *Características objetivas más influyentes que las sensoriales
Angulo <i>et al.</i> (2000)	*Modelo logit multinomial aplicado a la industria vitivinícola española	*Las variables lugar de origen y añada son los principales determinantes del precio del vino *Saturación del mercado de vino español por la gran proliferación de marcas
Morilla y Martínez (2002)	*Industria vitivinícola española *Incluye medidas de calidad y tamaño del productor	*Alta valoración de la calidad, del grado de envejecimiento, de algunas denominaciones de origen y de ciertas variedades de uva y de una dimensión pequeña de la bodega
Thrane (2004)	*Carácter crítico *Estructura jerárquica para la estimación	*Finalidad de los estudios de precios hedónicos más descriptiva orientados al consumidor no experto
Steiner (2004)	*Preferencias de los consumidores ingleses hacia los vinos australianos	*Menor valoración del origen del vino y, por el contrario, una mayor percepción de la variedad de uva y del nombre de la compañía comercializadora

Fuente: elaboración propia.

un marco de pruebas adecuado. Para superar estas limitaciones y adecuarnos al supuesto impuesto por Rosen de equilibrio bajo condiciones de competencia perfecta, los siguientes puntos son tratados: el flujo de información, las barreras de entrada y salida, los tamaños relativos de los productores y consumidores individuales, y la idoneidad del supuesto de comercialización en mercados con precios «no transparentes».

La información disponible para los consumidores y los productores parece suficiente para la toma de decisiones: los precios de venta recomendados y los atributos del vino –tales como tipo de uva, cosecha, origen, tiempo de maduración y calidad general– se encuentran regularmente publicadas en guías vinícolas. Resulta lógico pensar que los productores son capaces de conseguir la información necesaria para tomar decisiones óptimas, sobre todo aquellos con mejo-

res aptitudes comerciales y mayor experiencia. En el caso de los consumidores puede que no sea así y, por lo tanto, no resulten tan eficientes al evaluar los atributos intangibles y la calidad general del producto. Sin embargo, tal y como exponen Edwards y Mort (1991), la opinión líder ofrecida por los expertos catadores de vino y las técnicas avanzadas de marketing que se utilizan con profusión, hacen posible que se cumpla este supuesto en los segmentos crecientes del consumo –bebedores aspiracionales (3) y nuevos bebedores–.

En principio, no existen grandes barreras para la entrada y salida en el mercado vinícola español, puesto que el sector se encuentra bastante atomizado; además, los consumidores se comportan como precio-aceptantes. No existe tampoco ningún productor en Castilla-La Mancha que actúe como líder destacado debido a la gran variedad de empresas existentes y a la amplia diversidad de tamaño en las empresas vinícolas. Sin embargo, sí es posible que los mayores productores puedan actuar como oligopolistas. En nuestra función se incorporan rasgos sobre el tamaño del productor, aceptando que una función de precios no tiene que ser igual para todos los productores y que puede depender de su escala de operación. La incorporación de características individuales de los agentes de mercado supone añadir un grado de imperfección en el mercado y es también un rasgo en otras funciones de precios hedónicos (4).

Los costes de transacción, a diferencia de otros mercados como el inmobiliario, y los costes asociados a la comercialización del vino no son altos, y por tanto no son significativos para incumplir el supuesto de precios de mercados transparentes.

3. DATOS

La fuente de datos elegida es la *Guía Peñin de los Vinos de España 2007*, puesto que resulta altamente accesible para los consumidores; posee un reconocido prestigio y credibilidad y se recogen todas aquellas variables cualitativas, sobre todo, vinculadas al término genérico de calidad que pueden afectar al precio final del vino. No recogemos, por tanto, otro tipo de variables enológicas como nivel de azúcar, acidez de la uva, grado de alcohol, etc., ya que consideramos que se trata de variables de carácter técnico de difícil acceso para el consu-

(3) Consumidores, generalmente pertenecientes a las clases media-alta y media-media, interesados en «saber» sobre el vino, que suelen guiarse por las opiniones de los expertos, publicaciones especializadas, etc. Es la categoría dominante entre los actuales demandantes de vinos de calidad.

(4) Por ejemplo, Parker y Zilberman (1993) incluyen una variable dummy para medir el impacto de un particular gran productor sobre una función de precios hedónicos para melocotones californianos.

midor y, sobre todo, porque no afectan significativamente a las decisiones de consumo. Las variables incluidas en el modelo son: el precio de la botella de vino tinto, su valoración de calidad realizada por un catador experto, la variedad de uva, Denominación de Origen del vino, año de cosecha de la uva, tiempo de fermentación y el volumen de comercialización de la bodega.

Respecto a la variable endógena del modelo, el precio de la botella de vino, se trata exclusivamente de vino tinto DO. La muestra de vinos consta de 147 vinos representativos de la producción castellano-manchega con un rango de variación desde los 1,4 € hasta los 30 € y una desviación típica de 5 €. El precio medio de la muestra es aproximadamente 6,3 €. Las Denominaciones de Origen presentes en el estudio y el número de vinos que componen la muestra son: DO La Mancha (37 vinos), DO Manchuela (19 vinos), DO Méntrida (18 vinos), DO Almansa (15 vinos), DO Jumilla (18 vinos) (5), DO Ribera del Júcar (17 vinos) y DO Valdepeñas (23 vinos). Para la DO Mondéjar no se encontró una muestra de datos suficientemente representativa, por lo que se excluyó del análisis. A continuación mostramos algunos rasgos concretos de la muestra de vinos (cuadro 1 y 2).

Todas las variables seleccionadas se introducen en la regresión por medio de variables ficticias o dummy que toman el valor 1 cuando se produce la característica mencionada y 0 en el resto de casos. Estas

Cuadro 1

PRECIOS MÍNIMOS, MEDIOS Y MÁXIMOS DE LA MUESTRA

	Precio mínimo	Precio medio	Precio máximo
DO Manchuela	2 €	15 €	3,4 €
DO Almansa	1,4 €	16 €	5,5 €
DO La Mancha	2 €	18 €	4,5 €
DO Jumilla	4 €	15 €	7,5 €
DO Méntrida	4 €	30 €	12 €
DO Valdepeñas	2 €	10 €	5,5 €
DO Ribera del Júcar	2,25 €	11 €	5,2 €

Fuente: elaboración propia.

(5) La DO Jumilla comprende en el estudio tanto los vinos producidos en la zona de Albacete como en la zona de Murcia con el fin de obtener el mayor número de observaciones posible.

Cuadro 2

VARIABLES DEL MODELO

	Media muestral (*)	Desviación típica		Media muestral (*)	Desviación típica
DENOMINACIÓN			AÑO VENDIMIA		
MANCHA	0,251701	0,081436	1994	0,013699	0,605442
MANCHUELA	0,129252	0,13809	1995	0,006849	0,683144
ALMANSA	0,102041	0,169855	1998	0,027397	0,443939
MÉNTRIDA	0,122449	0,149555	1999	0,041096	0,193891
RIBERA JÚCAR	0,115646	0,129477	2000	0,068493	0,172273
JUMILLA	0,122449	0,152341	2001	0,034247	0,214575
VALDEPEÑAS	0,156463	0,117054	2002	0,164384	0,122161
			2003	0,171233	0,095967
CALIDAD			2004	0,219178	0,098295
EXCELENTE	0,089041	0,154506	2005	0,253425	0,101684
MUY BUENO	0,760274	0,022924			
ACEPTABLE	0,143836	0,104805	FERMENTACIÓN		
			JOVEN	0,554795	0,069461
TIPO UVA			CRianza	0,287671	0,093173
CAB. SAUVIGNON	0,068493	0,142941			
RESERVA	0,116438	0,137093			
BOBAL	0,054795	0,198699	GRAN RESERVA	0,041096	0,514179
CENCIBEL	0,068493	0,151349			
CHARDONAY	0,013699	0,333616	TAMAÑO PRODUCTOR		
GARNACHA	0,054795	0,184157	MUY PEQUEÑO	0,068493	0,185971
GARNACHA TINTA	0,034247	0,244746			
PEQUEÑO	0,321918	0,072808			
MERLOT	0,061644	0,159613	MEDIANO	0,280822	0,071722
MONASTREL	0,075342	0,188932	GRANDE	0,328767	0,075023
PETIT VERDOT	0,006849	0,462189			
SYRAH	0,116438	0,114519			
TEMPRANILLO					
PELUDA	0,424658	0,057231			
VIURA	0,020548	0,264556			

(*) La media muestral representa la proporción de vinos con esa característica en la muestra.

variables permiten clasificar características objetivas tales como la variedad de la uva, su región de origen, la calidad del vino, el tiempo de fermentación, el año de vendimia y el tamaño del productor.

Respecto al tiempo de fermentación, nos referimos al tiempo de envejecimiento del vino con los siguientes grupos de clasificación: Joven, Crianza, Reserva y Gran Reserva. Cada una de estas modalidades se introduce en el modelo mediante variables ficticias que recogen su impacto sobre el precio. Por otro lado, en el caso de la variedad de uva, aunque muchos vinos se producen con varios tipos, se ha seleccionado aquella/s predominante/s en su composición a falta de datos más precisos.

En cuanto a la variable subjetiva del modelo que mide la calidad del producto, se recoge de la manera establecida en la guía. Suponemos, por tanto, que un vino excelente es aquel que recibe una puntuación entre 90-100, vino muy bueno 80-90 y vino aceptable 70-80. No se ha optado por los grupos inferiores, puesto que no existen vinos castellano-manchegos con puntuaciones menores a 70 en la mencionada guía, y tampoco se ha pretendido ser más «preciso» en la clasificación de la calidad porque el tamaño muestral impediría un gran desglose de las diferentes categorías manteniendo la significatividad. Para la inclusión de esta variable en la regresión, se ha optado por una variable ficticia para cada grupo de puntuación siguiendo la misma estructura que para el resto de variables. Estos valores son totalmente independientes del precio y sólo intentan representar la calidad estricta del vino.

Sobre el tamaño del productor industrial, se ha optado por el volumen de negocio de la bodega para el año 2006, tal y como viene recogido en la guía, estableciéndose la siguiente clasificación:

Cuadro 3

CLASIFICACIÓN DEL TAMAÑO DEL PRODUCTOR SEGÚN SU VOLUMEN DE COMERCIALIZACIÓN

Tamaño productor	Miles litros	% sobre total
Muy pequeño	$x < 50$	6,2%
Pequeño	$50 < x < 250$	29,2%
Medio	$250 < x < 1000$	34,2%
Grande	$x > 1000$	30,4%

Fuente: elaboración propia.

Recordamos que el impacto del tamaño del productor sobre el precio también se recoge mediante variables ficticias que se crean en función de la característica.

4. METODOLOGÍA

Según la idea original de Rosen (1974), si se define como Y el bien del mercado que es objeto de estudio –en nuestro caso el vino tinto DO castellano manchego–, cualquier elemento de Y se puede describir por su vector de atributos o características $Q = (q_1, \dots, q_j, \dots, q_k)$, donde q_{ij} representa el atributo j -ésimo del elemento i -ésimo del bien Y. Además, cada elemento Y_i de Y, tiene un precio de mercado, PY_i . Supóngase que cada individuo compra sólo una unidad del bien Y en cada período de tiempo. La función de utilidad del individuo dependerá del consumo que haga de su cesta de bienes X (bien unitario) y de las características proporcionadas por la unidad i -ésima adquirida del bien Y:

$$U = U(X, Q) \quad [1]$$

Además, cada individuo se enfrenta a una restricción presupuestaria definida como:

$$M = PY + X \quad [2]$$

Para maximizar la utilidad sujeta a la restricción presupuestaria, el consumidor debe elegir los niveles q_j de cada característica que satisfagan la ecuación:

$$\frac{\partial U / \partial q_j}{\partial U / \partial X} = \partial PY / \partial q_j \quad [3]$$

expresión que indica, *ceteris paribus*, que la *ratio* marginal de sustitución entre el atributo q_j del bien Y y X debe ser igual al precio marginal del atributo q_j de Y.

El precio implícito marginal de un atributo puede deducirse por diferenciación de la función hedónica de precios expresada en función de sus características [$PY_i = PY(q_{i1}, \dots, q_{ij}, q_{ik})$], con relación a dicho atributo, de la forma siguiente:

$$\partial PY / \partial q_j = P_{q_j}(q_{i1}, \dots, q_{ij}, q_{ik}) \quad [4]$$

Esta ecuación expresa el aumento de gasto en Y que se precisa para adquirir una unidad de dicho grupo de bienes, que posea una unidad más de la característica q_j , permaneciendo constante el resto de las variables.

Respecto a la forma funcional de nuestro modelo, se ha optado por comparar la bondad de ajuste de la forma lineal frente a la bondad

de ajuste de la forma log-lineal –en este caso sólo puede tomarse el logaritmo de la variable dependiente– y estimar aquel que se adecue mejor a nuestros datos. La ventaja del modelo log-lineal frente al primero es la fácil interpretación de los coeficientes, puesto que pueden ser interpretados como el porcentaje de cambio de la variable precios ante el cambio en una unidad de la variable independiente en cuestión. Además, ante un posible problema de heteroscedasticidad, una forma no lineal es preferible.

Dado que usamos exclusivamente variables dummy, surge la cuestión de elegir un grupo de control o referencia para cada una de las características del vino, el cual es omitido de la estimación. Con el gran número de variables presentes, hemos decidido reparametrizar nuestra función de precios hedónicos acorde al enfoque sugerido por Suits (1984) y Kennedy (1986), que permite la estimación de todas las variables dummy y en que los coeficientes estimados se interpretan como desviaciones con el precio medio de la muestra –representado por la constante del modelo–. Las ventajas de este método respecto al tradicional es la no necesidad de eliminar variables de referencia en cada grupo, de forma que se recogen las variaciones respecto al precio medio de la muestra, lo que simplifica la interpretación de los coeficientes para el destinatario. Para ilustrar este enfoque de una forma elemental, consideramos un modelo con dos variables dummy:

$$P = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + u \quad [5]$$

donde $D_1 + D_2 = 1$. Si sumamos todas las observaciones y las dividimos por el tamaño de la muestra n , la expresión resultante será la siguiente:

$$\bar{P} = \beta_0 + \beta_1 H_1 + \beta_2 H_2 \quad [6]$$

donde H_1 y H_2 son la proporción de «unos» en D_1 y D_2 respectivamente. Si imponemos la restricción siguiente:

$$\beta_1 H_1 + \beta_2 H_2 = 0 \quad [7]$$

la estimación de la constante del modelo es $\hat{\beta}_0 = \bar{P}$, es decir, el valor medio de la variable dependiente, y los coeficientes $\hat{\beta}_1$ y $\hat{\beta}_2$ pueden interpretarse como desviaciones respecto a este valor medio (6). En

(6) Para la estimación de los coeficientes, la restricción impuesta puede ser reescrita de la siguiente forma: $\beta_1 = -\beta_2(H_2/H_1)$, que puede ser sustituida en la ecuación original originando la siguiente ecuación a estimar: $P = \beta_0 + \beta_2[D_2 - (H_2/H_1)D_1] + u$. Por MCO obtenemos $\hat{\beta}_2$ y, simétricamente, sustituyendo $\beta_2 = -\beta_1(H_1/H_2)$ llegamos a $P = \beta_0 + \beta_1[D_1 - (H_1/H_2)D_2] + u$, obteniendo, por lo tanto, $\hat{\beta}_1$. En conclusión, dos regresiones correctamente especificadas permiten la estimación de todos los coeficientes.

resumen, la forma funcional de la función de precios hedónicos toma la siguiente forma:

$$P_i = \beta_0 + \sum_j \beta_j Z_j + \sum_w \beta_w Z_w + u \quad [8]$$

Donde P_i es el precio de la botella, y Z_j y Z_w representan la j -ésima y w -ésima variables continua y binaria, respectivamente, los β 's son coeficientes de regresión y u es el error de la estimación (7).

Respecto a los términos de interacción, bastante comunes en este tipo de estudios, se suelen introducir cuando se tienen razones para suponer que la influencia de una de las variables sobre el precio varía en función del valor que asume otra de las variables incluidas en el modelo; o sea, si la influencia de X_1 sobre el precio varía en función del valor que toma X_2 , incluimos en el modelo un término que represente el producto de X_1 y X_2 . No se han incluido en la estimación final puesto que no se han detectado posibles interacciones de variables relevantes para el estudio, unido a que el número de vinos presentes en la muestra resulta una importante limitación para la inclusión de más variables.

5. RESULTADOS

Inicialmente, con el fin de comprobar la adecuación de nuestro modelo a la especificación log-lineal, llevamos a cabo *la prueba de especificación incorrecta de la regresión* (RESET) de Ramsey (1969) (8). Este test consiste en comparar la bondad de ajuste del modelo lineal con la bondad de ajuste de un modelo alternativo –en este caso el log-lineal–, en el que, además de los regresores del modelo original, figuran una o varias potencias de la variable dependiente estimada. Si la inclusión de estos regresores adicionales supone un incremento del coeficiente de determinación estadísticamente significativo, la forma funcional lineal no sería correcta. Por lo tanto, el test contrasta la hipótesis nula de una forma funcional lineal frente a la hipótesis alternativa de una forma funcional no lineal. Todas las estimaciones se han realizado mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (9). En el cuadro 4 se recogen los tests de White y RESET más otras estadísticas sumariales de la forma lineal y la log-lineal. El test RESET apoya la

(7) Aunque en la forma funcional pueden incluirse tanto variables continuas como binarias, en el presente estudio sólo se recogen variables del segundo tipo.

(8) Godfrey, McAleer y McKenzie (1988) muestran que la prueba RESET tiene propiedades adecuadas para discriminar entre una forma lineal y log-lineal.

(9) La estimación de los parámetros se realiza mediante el programa econométrico Eviews 4.1.

estimación de un modelo log-lineal mientras que rechaza la forma lineal a un nivel de significación del 1 por ciento. El test de White para detectar heterocedasticidad acepta la hipótesis nula de homocedasticidad en la forma log-lineal y, en cambio, la rechaza en la especificación lineal. No obstante, en consonancia con trabajos anteriores, se calcularon los *t*-ratio robustos de White, lo que permite contrastar la significatividad individual de los parámetros estimados en caso de que el modelo pueda contener algún problema de heteroscedasticidad no detectado. Los contrastes presentados y las estadísticas sumariales son claramente más favorables a la forma logarítmica, ofreciendo mayor robustez y mejor especificación frente a la forma lineal.

Cuadro 4

TESTS DE ESTABILIDAD DEL MODELO Y ESTADÍSTICAS SUMARIALES

Forma lineal			Forma log-lineal		
	Estadístico	P-Valor		Estadístico	P-Valor
Test de White			Test de White		
Estadístico F	3,2	0,000	Estadístico F	0,96	0,536
R ²	73,68	0,000	R ²	34,24	0,505
Test RESET (2)			Test RESET (2)		
Estadístico F (1,105)	6,78	0,002	Estadístico F (1,105)	0,42	0,66
Test RESET (3)			Test RESET (3)		
Estadístico F (2,104)	4,48	0,005	Estadístico F (2,104)	0,28	0,843
R ²	0,66		R ²	0,67	
R ² ajustado	0,55		R ² ajustado	0,57	
D-W	1,84		D-W	1,86	
Criterio de Inform. Akaike	5,45		Criterio de Inform. Akaike	1,38	
Criterio de Schwarz	6,16		Criterio de Schwarz	2,1	
Estadístico F	6,29	0,000	Estadístico F	6,57	0,000

Fuente: elaboración propia.

Nota: en el Test RESET (2) se introduce el precio al cuadrado, mientras que en el Test RESET (3) se introduce el precio cuadrado y al cubo. En el estadístico F del Test de RESET se incluyen, así mismo, los grados de libertad entre paréntesis.

Una vez decidida la forma funcional de nuestro modelo (log-lineal), exponemos los resultados del mismo en el cuadro 5 y en el gráfico 1. Es necesario precisar que se han utilizado exclusivamente variables dicotómicas cuyas derivadas parciales no están definidas y, por tanto, las estimaciones no representan los precios implícitos convencionales de los atributos, sino que miden el impacto de la presencia del atributo representado por la variable sobre el precio. Por otro lado,

Cuadro 5

ESTIMACIONES E IMPACTOS PARA EL MODELO DE PRECIOS HEDÓNICOS: VARIACIONES SOBRE EL PRECIO MEDIO

	Coefficientes	Impactos		Coefficientes	Impactos
N=147	$\bar{Y}=6,3$	$R^2=0,668$	$\bar{R}^2=0,57$	$\hat{\sigma}^2=0,6612$	D-W=1,859
CONSTANTE	1.607 (***)		6.3 € (a)		
DENOMINACIÓN			AÑO VENDIMIA		
MANCHA	-0,050	-5	1994	-0,015 (*)	-28
MANCHUELA	-0,475 (***)	-38	1995	-0,725 (***)	-62
ALMANSA	-0,232	-21	1998	-0,051	-13
MÉNTRIDA	0,384 (***)	45	1999	0,242	25
RIBERA JÚCAR	-0,052	-4	2000	0,297 (*)	33
JUMILLA	0,222	23	2001	0,236	24
VALDEPEÑAS	-0,049	-4	2002	0,321 (***)	37
			2003	-0,038	3
CALIDAD			2004	-0,068	-7
EXCELENTE	0,212 (**)	22	2005	-0,294 (***)	-25
MUY BUENO	0,035 (*)	3			
ACEPTABLE	-0,317 (***)	-27	FERMENTACIÓN		
			JOVEN	0,039	4
TIPO UVA			CRianza	-0,149	-14
CABERNET SAUVIGNON	-0,197	-18	RESERVA	0,039	3
BOBAL	-0,1585	-16	GRAN RESERVA	0,356 (*)	25
CENCIBEL	-0,083	-9			
CHARDONAY	0,6542 (*)	82	TAMAÑO PRODUCTOR		
GARNACHA	-0,072	-8	MUY PEQUEÑO	0,372 (**)	43
GARNACHA TINTA	0,065	3	PEQUEÑO	0,128 (*)	13
MERLOT	0,186	19	MEDIANO	-0,070	-8
MONASTREL	0,233	24	GRANDE	-0,137 (**)	-13
PETIT VERDOT	0,564 (**)	58			
SYRAH	0,436 (***)	53			
TEMPRANILLO					
PELUDA	-0,164 (***)	-15			
VIURA	0,315 (**)	32			
R²	57%				

Fuente: elaboración propia.

Nota: La estimación de los porcentajes de desviación se calculan de la siguiente manera: $100\{\exp(\beta-0.5(\text{var}\beta))-1\}$ (ver Kennedy y Derrick, 1984).

(*) Nivel de significación del 10 por ciento.

(**) Nivel de significación del 5 por ciento.

(***) Nivel de significación del 1 por ciento.

a) Precio medio de la muestra.

DO La Mancha es el vino más representativo de la región en cuanto a producción y dimensión (10), aunque para no sesgar el análisis, ha sido preciso elaborar una muestra de vinos lo más equilibrada posible en cuanto al número de observaciones de cada Denominación de Origen.

Para facilitar la interpretación de estas variables ficticias resulta conveniente calcular el efecto porcentual relativo de la variable ficticia sobre el precio. Para ello, es preciso multiplicar el coeficiente estimado por cien. Sin embargo, esta forma sencilla de calcularlo es sólo una aproximación que, como indica Kennedy (1981), conduce a resultados sesgados y no aceptables. Una forma más adecuada de calcularlo es a partir de la siguiente expresión (11):

$$\hat{g}^* = 100 * \left[e^{\left[\hat{\beta} - 0.5 \text{Var}(\hat{\beta}) \right]} - 1 \right] \quad [9]$$

donde, $\text{Var}(\hat{\beta})$ es la varianza estimada del parámetro estimado.

En primer lugar, se observa que todas las variables explicativas son conjuntamente significativas tal y como señala el contraste F. A nivel individual, las variables que producen mayores impactos sobre el precio son, generalmente, aquellas con mayor significación individual. En este sentido, cabe destacar la alta significatividad de las variables relacionadas con la calidad del vino y con el tamaño del productor.

Según el origen de producción del vino, los vinos castellano-manchegos con un mayor aporte al precio son DO Méntrida con un impacto positivo del 45 por ciento y DO Jumilla con un impacto del 23 por ciento. Los vinos DO Valdepeñas, DO La Mancha y DO Ribera del Júcar tienen un valor medio, mientras que DO Manchuela y DO Almansa restan valor con impactos negativos sobre el precio del 38 por ciento y del 21 por ciento respectivamente.

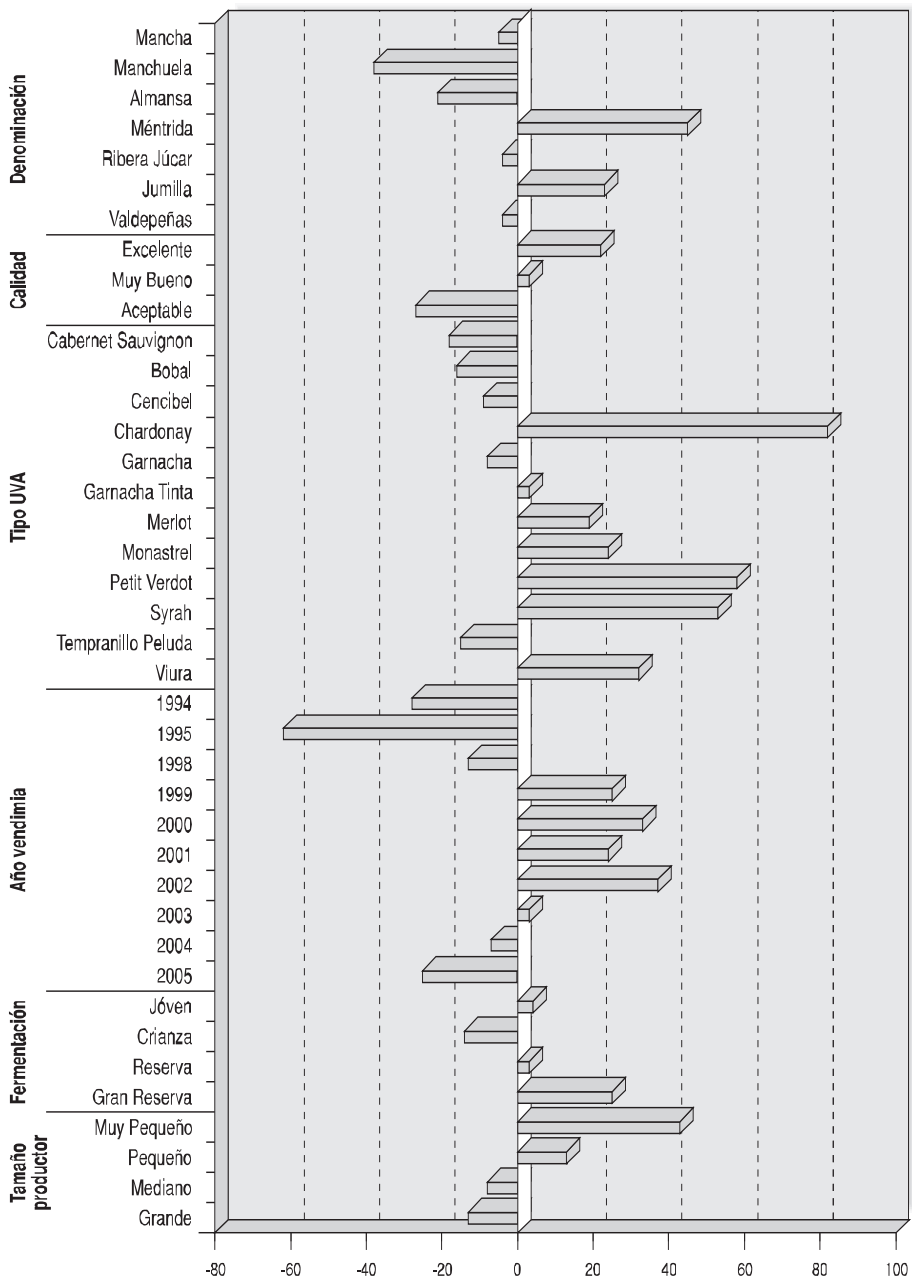
Analizamos las diferencias en precio cuando varía el atributo subjetivo del modelo: «la calidad del vino». Existe una relación directa entre la calificación otorgada al vino y su precio. De esta manera, una botella de calidad excelente tiene, por lo general, un precio mayor que uno con calidad muy bueno –un aumento del 19 por ciento–, y

(10) Existe una mayor representación de estos vinos en los catálogos y lugares de compra, puesto que la DO La Mancha es la mayor región vinícola de España y cuenta con la mayor producción de vinos de toda la región.

(11) Halvorsen y Palmquist (1980) usan la forma general de la ecuación log-lineal $\ln Y = \alpha + \sum_i \beta_i X_i + \sum_j c_j D_j$ donde X_i denota variables continuas y D_j denota variables dicotómicas. Cuando consideremos sólo variables dummy, los coeficientes son $c = \ln(1+g)$ y donde el efecto relativo en Y de la presencia de las variables dummy viene dado por la expresión $g = \exp(c) - 1$. El porcentaje de efecto de la variable dummy sobre Y , en unidades de Y , se expresa con el anti-log de la función $100.g = 100.\exp(c) - 1$.

Gráfico 1

Impactos relativos de las variables sobre el precio medio de la muestra



Fuente: elaboración propia.

Nota: precio medio de la muestra 6,3 €.

éste, a su vez, un precio mayor que uno aceptable –un impacto positivo del 30 por ciento– (12). Es decir, en función de la calidad de un vino, éste puede aumentar el valor hasta en un 50 por ciento. No obstante, hay que mencionar que la calidad más común en los vinos castellano-manchegos es la de muy bueno.

Los tipos de uva con mayores aportes son en orden decreciente: Chardonay, con aumentos del 82 por ciento sobre el precio medio; Petit Verdot, del 58 por ciento, y Syrah del 53 por ciento. La uva predominante en la región es la Tempranillo –muy utilizada en DO La Mancha y DO Valdepeñas– que junto a la Cabernet Sauvignon y la Bobal son las variedades que más restan valor al vino: sus impactos son negativos, en torno al 15 por ciento por debajo del precio medio.

El año de cosecha no refleja a primer instante una relación directa con el precio, puesto que las cosechas más antiguas de la muestra no añaden valor al vino, sino que lo reducen. No obstante, salvando los precios procedentes de las añadas más antiguas que restan valor hasta en un 61 por ciento para 1995, los resultados reflejan que las cosechas antiguas a partir de 1999 incrementan el valor del vino con un extremo en 2002 –impacto del 37 por ciento–, mientras que las añadas más recientes, las de 2004 y 2005, lo reducen. En relación a las cosechas de 1994, 1995 y 1998 sorprende su impacto negativo cuando en principio se podría pensar que deberían aumentar el precio del caldo. Este hecho no es resultado de unas malas cosechas, que no lo fueron en absoluto, sino a la atipicidad de las pocas observaciones de vino existentes de las añadas 1994, 1995 y 1998. Las añadas más comunes de la muestra son las acaparadas por los últimos años.

Sobre el tiempo de fermentación, los principales impactos sobre el precio corresponden a los vinos Gran Reserva con aumentos del 25 por ciento, seguido del vino de Crianza con una reducción del 14 por ciento. Este hecho es lógico, ya que los vinos GR conllevan unos mayores costes de almacenamiento por lo general. Los vinos Reserva y Joven no tienen impactos significativos sobre el precio.

Los coeficientes de la variable del tamaño de la bodega muestran que esta variable está inversamente relacionada con el precio. Este hecho indica que los vinos de los pequeños productores tienen precios mayores debido a su rareza y su consideración como artículos de lujo por aquellos consumidores que los coleccionan y de alto índice

(12) Los vinos con calificación de excelente añaden valor al precio en un 22 por ciento, por lo que su impacto es un 19 por ciento superior a los vinos con calificación muy bueno. Éstos a su vez incrementan el precio en un +3 por ciento y su impacto es un 30 por ciento superior a los vinos con calificación de aceptable (3 por ciento + 27 por ciento).

«snob». También refleja que los mayores productores tienen asociados costes más bajos y son capaces de fijar precios menores para expulsar a los competidores. Los extremos son un aumento del 43 por ciento para las bodegas muy pequeñas y una reducción del 13 por ciento para las bodegas muy grandes. Las dimensiones de las bodegas más comunes en la muestra están repartidas equilibradamente entre los tamaños pequeño, medio y grande.

En resumen, tenemos seis grupos de características estadísticamente importantes para explicar las desviaciones de los precios respecto a los valores medios: denominación de origen, calidad, variedad de la uva, año de cosecha, tiempo de maduración y tamaño de la bodega. El resultado del atributo subjetivo, la calidad del vino, confirma la utilidad de su uso y la validez de la fuente usada. La variable del tamaño del productor denota que los precios pueden verse influenciados por éste y que el mercado no se caracteriza por una competencia totalmente perfecta.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se han valorado las características que determinan el precio del vino tinto DO de Castilla-La Mancha a través de un enfoque de precios hedónicos, aproximación que en España goza de escasa tradición y que presenta distintas ventajas. En primer lugar, este enfoque permite explicar la decisión de compra de aquel producto, en nuestro caso el vino tinto, cuya combinación de atributos más satisface las necesidades del consumidor. Por otro lado, permite estimar el precio implícito de cada una de las características que componen dicho producto. Se trata, por lo tanto, de un análisis de las preferencias reveladas por el consumidor a través de las compras reales que lleva a cabo. Las consideraciones que podemos deducir a partir de nuestro estudio es que las principales diferencias en precios entre los vinos castellano manchegos vienen dadas por el origen territorial del mismo. De esta manera, los vinos que reciben un mayor valor en el mercado y en que la variable calidad les sitúa en una gama más alta son aquellos con DO Mérida, y DO Jumilla. En contraposición, los vinos DO Almansa y DO Manchuela definen el segmento más bajo.

Además del origen espacial del vino, la calidad enológica afecta al precio final, aunque más severamente cuando el caldo obtiene una calificación de aceptable con una reducción del precio. La frecuencia más alta en la variable estudiada para los vinos castellano-manchegos es la de muy bueno, según la guía elegida para elaborar el

estudio, y su impacto sobre el precio es levemente positivo: un 3 por ciento. En cuanto a la variedad de uva, la uva Tempranillo, Cabernet Sauvignon y Bobal producen las mayores reducciones sobre el precio, mientras que Chardonnay, Petit Verdot y Syrah fijan el otro extremo, influenciando positivamente el precio. En cuanto al año de cosecha y el período de fermentación, los costes de almacenamiento de los vinos más viejos repercuten aumentando el precio, a excepción de las añadas 1994, 1995 y 1998, que aun siendo buenas cosechas, las muestras recogidas pueden considerarse atípicas. Los vinos Joven, Reserva y Gran Reserva, añaden valor mientras que los Crianza lo reducen. Por último, si parece existir una clara relación entre el tamaño de la bodega y el precio final, puesto que los productores pequeños y muy pequeños producen a precios superiores que las bodegas medianas y grandes debido a los mayores costes a los que se enfrentan los primeros y la exclusividad de sus productos, como estrategia de marketing diferenciador.

Con esta aplicación de precios hedónicos pretendemos proporcionar información útil a productores, distribuidores y consumidores. Así, por el lado de la demanda, este tipo de investigaciones puede ayudar a distinguir las características y atributos de los vinos que afectan al precio de una botella, y de esta manera poder comparar el precio de una futura compra con el precio medio estimado por la función de precios hedónicos. Para llevar a cabo esta recomendación, los consumidores deberían ser capaces de distinguir los atributos más notables de sus posibles compras.

Desde la perspectiva de la oferta, la función proporciona importante información sobre qué decisiones de inversión a largo plazo pueden ser hechas. Si se desea destinar recursos a lograr un determinado atributo, los beneficios y costes de esta inversión deben ser analizados. Los beneficios medios han sido estimados mediante la función de precios hedónicos. Dado que la valoración de la calidad se determina lo más objetivamente posible, deben analizarse los costes y beneficios de alterar la calidad de sus vinos o de cualquier otro atributo. Así, por ejemplo, pasar de un vino aceptable a muy bueno aumenta el precio un 30 por ciento, estos beneficios en precios se deben comparar con los costes que supone aumentar la calidad del producto –usar mejor calidad de uva, mejores barricas, más eficientes medios de producción, marketing adicional, etc.–.

El uso del análisis de regresión en la estimación de la función de precios hedónicos implica que los beneficios estimados que proporcionan los atributos y características sólo son válidos en situaciones de

ceteris paribus. Así, para un pequeño productor, redirigir los recursos para elaborar vinos de mayor calidad no debería invalidar las estimaciones de beneficios realizadas, y, por tanto, las posibles alternativas pueden ser llevadas a cabo con algo más de certeza. En grandes conglomerados de productores no ocurre lo mismo, ya que las decisiones que se tomen pueden afectar a las empresas rivales y traducirse en variaciones de precios.

Por último, el análisis de precios hedónicos puede enriquecerse incluyendo las vinculaciones territoriales complementarias y/o sustitutivas a las Denominaciones de Origen, como son Los Vinos de la Tierra o los Vinos de Pago, con lo que abriría nuevas vías cruzadas de investigación a la actual.

BIBLIOGRAFÍA

Revistas:

- ANGULO, A. GIL, J. M.; GRACIA, A. y SÁNCHEZ, M. (2000): «Hedonic prices for Spanish red quality wine». *British Food Journal*, 102 (7): 481- 493.
- COMBRIS, P.; LECOCQ, S. y VISSER, M. (1997): «Estimation of a hedonic equation for Bordeaux wine: does quality matter?». *The Economic Journal*, 107: 390- 402.
- EDWARDS, F. y MORTON, G. (1991): «The expert wine taster». *International Marketing Review*, 8: 8-12.
- GODFREY, L. G.; MCALEER, M. y MCKENZIE, C. R. (1988): «Variable addition and Lagrange multiplier test for linear and logarithmic regression models». *The Review of Economics and Statistics*, 70: 492-503.
- HALVORSEN, R. y PALMQUIST, R (1980): «The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations». *American Economic Review*, 70: 474-475.
- HOUTHAKKER, H. S. (1952): «Compensated changes in quantities and qualities consumed». *Review of Economic Studies*, 19: 155-164.
- KENNEDY, P. E. (1981): «Estimation with correctly interpreted dummy variables in semilogarithmic equations». *American Economic Review*, 71: 801.
- (1986): «Interpreting dummy variables». *The Review of Economics and Statistics*, 68: 174-175.
- MORILLA, J. y MARTÍNEZ, A (2002): «Una función de precios hedónicos para el vino español de calidad en el año 2000». *Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 196: 173-193.
- NERLOVE, M. (1995): «Hedonic price functions and the measurement of preferences: The case of Swedish wine consumers». *European Economic Review*, 39: 1.697-1.716.
- OCZKOWSKI, E. (1994): «A hedonic price function for Australian premium table wine». *Australian Journal of Agricultural Economics*, 38: 93-110.
- (2001): «Hedonic wine price functions and measurement error». *Economic Record*, 77: 374-382.

- PARKER, D. D. y ZILBERMAN, D. (1993): «Hedonic estimation of quality factors affecting the farm-retail margin». *American Journal of Agricultural Economics*, 75: 455-468
- RAMSEY, J. B. (1969): «Tests for specification errors in classical linear least squares regression analysis». *Journal of the Royal Statistics Society*, 31: 350-371.
- ROSEN, S. (1974): «Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition». *Journal of Political Economy*, 83 (January-February 1974): 34-55.
- SHAPIRO, C. (1983): «Premiums for high quality products as returns to reputation». *Quarterly of Journals of Economics*, 98: 659-679.
- STEINER, B. (2001): «Quality, information and wine labeling: Experiences from the British Wine Market». *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, 60: 25-57.
- (2004): «Australian wines in the British wine market: a hedonic price analysis». *Agrobusiness*, 20: 287-307.
- SUITS, D. B. (1984): «Dummy variables: mechanisms V. interpretation». *The Review of Farm Economics*, 10: 185-1996.
- THRANE, C. (2004): «In defence of the price hedonic model in wine research». *Journal of Wine Research*, 15 (2): 123-134.
- TRIPLETT, J. E. (1969): «Automobiles and hedonic quality measurement». *Journal of Political Economy*, 77: 408-417.
- UNWIN, T. (1999): «Hedonic price indexes and the qualities of wine». *Journal of Wine Research*, 10: 95-104.

Libros:

- FUJITA, M. (1989): «Urban economic theory, land use and city size». *Cambridge: Cambridge University Press*.
- GRILICHES, Z. (1961): «Hedonic price indexes for automobiles: an econometric analysis of quality change». *The Price Statistics of the Federal Government, New York: Columbia University Press*.
- LANCASTER, K. J. (1971): «Consumer demand: a new approach». *New York, Columbia University Press*.
- PEÑÍN, J. (2007): «Guía Peñín de los vinos de España 2007». *Pi&Erre Ediciones*.

RESUMEN

El vino tinto de denominación de origen en Castilla-La Mancha: un análisis de precios hedónicos

En este estudio se aplica una función de precios hedónicos al vino tinto DO de Castilla-La Mancha con el fin de medir la influencia de las variables vinculadas al origen del vino, calidad enológica, variedad de uva, cosecha, año de fermentación y tamaño del productor sobre el precio final. De los resultados obtenidos, se desprende que el origen territorial del vino es la variable que en mayor medida afecta al precio final, siendo DO Mérida y DO Jumilla los vinos con mayor impacto positivo sobre el precio, mientras que DO Almansa y DO Manchuela definen el segmento más bajo. El tamaño del productor resultó igualmente significativo, concluyéndose que los vinos procedentes de las empresas más pequeñas influyen positivamente el precio debido a los mayores costes que acarrea sus procesos de producción y el carácter exclusivo de sus productos, al contrario que las empresas más dimensionadas donde sus vinos aportan menos valor.

PALABRAS CLAVE: función de precios hedónicos, Denominación de Origen (DO), Castilla-La Mancha, tamaño del productor, calidad otorgada.

SUMMARY

The red wine of Denomination of Origin in Castilla-La Mancha: A hedonic price analysis

In this study is applied a hedonic price function to the red wine DO of Castilla-La Mancha in order to measure the influence of the attributes linked to the wine origin, quality, grape variety, grape vintage, grape fermentation and producer size on the retail price. As far the results obtained, the wine origin is concluded to be the variable that mostly affects the retail price, where both DO Mérida and DO Jumilla wines have the largest impact on the price; whereas both DO Almansa and DO Manchuela wines are regarded as the low-segment market. The producer size is also statistically significant thus it is concluded a positive impact on price of the wines from the smallest producers because of the higher costs that their production lines have to deal with as well as the exclusive nature of their products, unlike the largest companies where their wines reduce the price.

KEYWORDS: Hedonic price function, Denomination of Origin (DO), Castilla-La Mancha, producer size, quality awarded.

