

Una función de precios hedónicos para el vino español de calidad en el año 2000 (*)

JOSÉ MORILLA CRITZ (**)

ALFONSO MARTÍNEZ VALDERRAMA (***)

1. INTRODUCCIÓN

Debido a que variables como el precio o la renta disponible son incapaces de explicar la demanda de vino de calidad (1) en un alto grado (ver Labys 1976, 35) hay que intentar explicar el precio (que, en condiciones de una oferta predeterminada, es tanto como decir la propia demanda) de este tipo de vino en función de otras características de tipo cualitativo o atributos. La identificación y la estimación que se da en el mercado a los atributos del vino puede ayudar a las decisiones de inversión a largo plazo de los productores o a las de compra de los distribuidores y consumidores.

En este estudio, la determinación de los valores de mercado de los atributos del vino se lleva a cabo a través de la estimación de una fun-

() Este trabajo forma parte del proyecto general de investigación sobre estadísticas de los productos agrícolas mediterráneos H005/2000 de la Universidad de Alcalá, y del proyecto SEC 1999-1208 financiado por la CICYT y el CSIC. Se ha podido realizar gracias a la colaboración de numerosas entidades y personas, a las que agradecemos su ayuda por la facilitación de datos, orientaciones y consejos. Entre ellas se destacan la profesora Elena López Díaz-Delgado compañera de investigación en el Grupo de Investigación en Economía Agraria de la Universidad de Alcalá, Silvio Martínez Vicente profesor de investigación del Instituto de Economía y Geografía del CSIC; la doctoranda María Ester Calvo Moreno; el Servicio de Estudios del Ministerio de Agricultura Pesca y Alimentación, muy en particular D. Juan Manuel García Bartolomé; el Departamento de Agroalimentación del Instituto Madrileño de Investigación Agraria y Alimentaria, en la persona de su Director D. Félix Cabello Sáez de Santamaría. Los datos referentes a la calificación de los vinos han sido posibles acopiarlos gracias a la generosa colaboración de D. José Peñín, que ha facilitado su preciosa colección de guías del último decenio.*

*(**) Catedrático de Historia Económica. Universidad de Alcalá de Henares (Madrid).*

*(***) Licenciado en Económicas. Universidad Complutense (Madrid).*

(1) De aquí en adelante, se considera vino de calidad a todo aquel con Denominación de Origen, excluyendo a los vinos espumosos y a los fortalecidos o dulces (i.e. Jerez).

ción de precios hedónicos (FPH), que relaciona el precio de una botella de vino con sus diferentes características. La principal base teórica para los estudios de estas funciones deriva del modelo de competencia pura en el caso de productos diferenciados de Rosen (1974), partiendo del principio de que la demanda y oferta de mercado de esos atributos interactúan para determinar los precios marginales implícitos de cada característica.

2. ESPECIFICACIÓN DE UNA FUNCIÓN DE PRECIOS HEDÓNICOS (FPH) PARA EL VINO DE CALIDAD EN ESPAÑA

Una FPH relaciona el precio de un producto con los diversos atributos o características del mismo (ver Waugh 1928, Fetting 1963, Coelli *et al.* 1991 y Williams *et al.* 1993) y, por tanto, *a priori*, cualquier variable que influya en las utilidades del consumidor o en los costes del productor es candidata para su inclusión en la función. La función no está, por tanto, limitada a factores de «pura calidad», lo que ocurre es que si el atributo es continuamente mensurable (cuantitativo) la derivada parcial respectiva de la función representa el precio marginal implícito del atributo, mientras que si el atributo no es continuamente mensurable (es decir, es cualitativo) tiene lugar entonces un desplazamiento en la frontera de posibilidades de producción o de consumo (Edmons Jr., 1984: pp. 80-81); en tal caso, las derivadas parciales no están definidas, pero las estimaciones miden el impacto de la presencia del atributo representado por la variable.

Hay pocos estudios económicos de este tipo aplicados al consumo de vino. Entre ellos cabe citar el de Golan y Shalit (1993) sobre un índice cualitativo hedónico para las uvas israelíes y una FPH para el vino californiano; el de Combris, Lecocq y Visser (1997) sobre el vino de Burdeos, otro sobre el vino sueco de Nerlove (1995); otro sobre el vino tinto de calidad en España de Angulo, Gil, Gracia y Sánchez (2000); y, sobre todo, el de Oczkowski (1993) sobre una FPH del vino de calidad en Australia, que es la referencia principal de este estudio. La estructura teórica estándar de Rosen (1974) supone que las funciones de demanda del consumidor son siempre tangentes a las funciones de oferta del productor, en el gradiente de los precios hedónicos de equilibrio. Dado el supuesto de mercado competitivo, la función de precios hedónicos sólo es función de los atributos del producto que se analiza, y no de los posibles acuerdos entre el consumidor individual y el productor o entre productores. Para dar por supuesta la adecuación del modelo de Rosen de equilibrio bajo competencia perfecta al mercado español del vino de calidad hay

cuatro temas específicos que necesitan ser aclarados: 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».

El flujo de información del que disponen consumidores y productores españoles para la formación de sus decisiones parece tan adecuado como el de países en los que se han realizado este tipo de estudios: hoy día los precios de venta recomendados y las características del vino (tales como tipo de uva, cosecha y denominación, tiempo de maduración y «calidad» general) se encuentran regularmente en publicaciones vinícolas accesibles tanto a los consumidores como a los productores. Estos últimos, que tienen un entrenamiento apropiado y poseen experiencia, son capaces de conseguir la información necesaria para tomar decisiones óptimas. Hay que reconocer que muchos consumidores pueden no ser tan eficientes como aquéllos al evaluar los atributos intangibles y la calidad general. Sin embargo, como exponen Edwards y Mort (1991), la «opinión líder» ofrecida por expertos catadores de vino, cuyos puntos de vista están publicados en distintas guías, hace posible que se cumpla este supuesto en los segmentos crecientes del consumo (bebedores aspiracionales (2) y nuevos bebedores).

Parece no haber barreras infranqueables para la libre entrada y salida en el mercado vinícola español. Parece claro que el comportamiento de los consumidores de vino es el de precio-aceptantes. En el caso de los productores, como ocurre en otros países con un diversificado tamaño de las empresas vinícolas, ningún productor actúa como líder destacado capaz de fijar el precio (Edwards y Spawton, 1990), sino que algunos de los mayores productores actúan como oligopolistas. La deseable modificación, en todo caso, del marco teórico de Rosen, para permitir explícitamente diferentes grados de competencia que alteraran la especificación de las funciones de precios hedónicos, está más allá del objetivo de este estudio. No obstante, la función debe incorporar explícitamente características del tamaño del productor individual, con lo que la función del precio no es necesariamente la misma para todos los productores, sino que depende de su tamaño de operación.

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

A diferencia de otros mercados, como el inmobiliario, los costes de transacción asociados a la comercialización suelen ser pequeños en el mercado del vino, y por tanto no son significativos como para hacer incumplir el supuesto de precios de mercado transparentes. Por otro lado, los desequilibrios temporales entre oferta y demanda de uva pueden no tener un impacto directo sobre los precios de venta. Esto es así porque, por una parte, el coste de la uva no tiene un gran peso en el coste total del vino de calidad; por otra parte, en cualquier momento, se ofrecen a la venta varias remesas de una determinada variedad de uva. Efectivamente, a menos que un tipo de uva particular sea sistemáticamente excedentario o deficitario, los precios del vino vinculado total o parcialmente a esa variedad particular de uva no reflejarán desequilibrios entre la oferta y la demanda.

A pesar de estos argumentos, la posibilidad de que el precio del vino refleje desequilibrios en el mercado de la vendimia no puede ser abandonada por completo. En ausencia de datos individualizados de productores y de características del consumidor, y para tener en cuenta posibles efectos de desequilibrios, se deben incluir en el modelo términos de interacción entre la cosecha y el tipo de uva. De esta manera, si por ejemplo, los precios de la uva Moscatel en 1975 reflejaban una condición de exceso de demanda, el correspondiente término de interacción en la función del precio debe medir el impacto sobre el precio del vino de la botella correspondiente.

3. ESTIMACIÓN DE LA FPH

3.1. Datos

Potencialmente hay muchas fuentes de datos para los precios del vino de calidad y sus características asociadas en España. Puesto que nuestro objetivo se centra en el mercado final, los atributos técnicos de la uva, tales como el nivel de azúcar o de acidez de la uva, no se emplean. En todo caso, la elección de los datos debe estar determinada por la accesibilidad a los mismos por parte de todos los tipos de públicos consumidores de vino. Dado que la mayoría de los consumidores no tienen acceso a esta información técnica, no puede impactar significativamente sobre los precios de venta por el lado de la demanda final.

Las mejores candidatas como fuentes de datos son las «guías para los consumidores de vino», que suelen tener un alto grado de accesibilidad y credibilidad. En este estudio empleamos los datos de la «Guía

Peñín de los vinos de España» (1999 y 2000) (3). La elección se explica por la disponibilidad en ella de la siguiente información: precios de venta; valoraciones consistentes de calidad (hechas por un cataador experto) que son distintas de las valoraciones calidad-precio (que no permitirían estimar una FPH por problemas de correlación); variedad/ tipo de uva; denominación de origen del vino (localización de la uva); año de cosecha de la uva; tiempo de fermentación; volumen de comercialización de la bodega (o tamaño del productor); y una muestra de 2000 vinos representativos de la producción nacional.

Dentro de los datos disponibles, han sido elegidas las características más importantes y que están más precisamente medidas para ser usadas como regresores en la FPH. En términos de características tangibles «objetivas», las variables dummy (binarias) permiten clasificar la variedad de la uva, la región de donde proceden, el año de cosecha, el tiempo de fermentación y el tamaño del productor. Se ha considerado exclusivamente la variedad de uva dominante en la composición del vino, a pesar de que la mayor parte de los mismos utilizan combinaciones de diferentes variedades. Esto se debe a dos razones principales, que son: la falta de datos precisos y la introducción de una excesiva complejidad en el modelo. En cualquier caso, se considera que el uso de la uva dominante como variable explicativa es suficientemente representativo, dada la amplitud de la muestra. El tamaño del productor, a falta de datos sobre el volumen de producción, ha sido medido indirectamente mediante su identificación con el volumen de comercialización anual (en 1998 ó 1999) de la bodega en cuestión (dependiendo de si el vino seleccionado proviene de la guía de 1999 ó de 2000). Debido a la dificultad de obtener medidas más precisas, se hacen cinco grupos clasificatorios (ver cuadro 1) y éstos se representan mediante variables dummy. La elección de estas agrupaciones, que se ha llevado a cabo tras un análisis estadístico de los datos, trata de formar los grupos de la manera más equiproporcional posible. En el caso de los productores «muy pequeños», que representan menos del 7 por ciento, se elige el criterio de selección de 50.000 hl/año puesto que se quiere mantener cierto carácter de exclusividad de los vinos producidos por este tipo de productores y dado que los datos no son uniformemente continuos.

(3) Algunos datos muestrales se excluyen debido a información ambigua o defectuosa. Además, debido a que nuestro objetivo se centra en los vinos de calidad, se excluyen todos los vinos sin denominación de origen y también los espumosos (cavas) y los fortalecidos (dulces, Jerez, etc.). Estas omisiones nos dejan con un tamaño muestral de 1994 vinos (en botellas equivalentes de 750 ml) pertenecientes a las guías Peñín de 1999 y 2000.

Cuadro 1

CLASIFICACIÓN DEL TAMAÑO DEL PRODUCTOR SEGÚN EL VOLUMEN
DE COMERCIALIZACIÓN ANUAL DE LA BODEGA

Tamaño del productor	Miles de hl (x)	% sobre total
Muy pequeño	$x < 50$	6,80%
Pequeño	$50 < x < 250$	20,50%
Medio	$250 < x < 1050$	30,70%
Grande	$1050 < x < 4250$	26,05%
Muy grande	$4250 < x$	15,95%

Como se ha dicho antes, creemos necesario incluir el tamaño del productor para recoger posibles estrategias de competencia imperfecta, pero también se puede ver como una medida de la característica de «exclusividad», es decir, del deseo que puedan tener algunos consumidores de vinos particulares de pequeños productores por su limitada disponibilidad, su rareza o por estar de moda.

Se cuantifica una característica intangible «subjettiva»: la calidad general. Tanto esta variable como la anterior están medidas cuantitativamente en la Guía, pero a pesar de ello se emplean series de variables dummy en ambos casos. Para la puntuación de la calidad, Peñín emplea el sistema americano, según el cual cero puntos equivalen a 50; la escala de conversión cualitativa aplicada en este estudio es la siguiente: [90-100] vino excelente; [85-90) vino muy bueno +; [80-85) vino muy bueno; [75-80) vino bueno +; [70-75) vino bueno; [65-70) vino correcto +; [60-65) vino correcto; [50-60) vino aceptable (desde el punto de vista sanitario, aunque desde el punto de vista lúdico es un vino no recomendable). Estas magnitudes de calidad son independientes del valor monetario del vino y, por tanto, sólo miden la calidad vinícola. Dado que únicamente hay ocho grupos discretos de calidad, el uso de una única variable continua en lugar de una serie de dummy impondría innecesariamente una estructura restrictiva específica.

Al poner el énfasis en las variables *dummy* independientes, surge el problema de elegir un grupo control (o base) para cada una de las seis características. Con un número tan grande (y uso exclusivo) de variables *dummy*, esta elección tiene una importancia particular. Mejor que omitir un grupo de control, se emplea el enfoque sugerido por Suits (1984) y Kennedy (1986) que permite una estimación explícita para todas las variables *dummy*: Los coeficientes estimados se interpretan como desviaciones de la media de la variable depen-

diente (es decir, del precio medio). Esta modificación sólo altera la interpretación de los coeficientes y, de esta manera, todas las estadísticas sumariales, residuales, tests de diagnósticos, etc., son equivalentes a aquellas generadas por el enfoque convencional de grupos de control. En este tipo de modelos se descarta el fenómeno de la heterocedasticidad, que surge cuando la varianza del término de error depende de alguna variable explicativa del modelo, con lo que la varianza deja de ser constante. La heterocedasticidad suele aparecer cuando la variable explicativa que la genera tiene asociado un amplio rango de valores que es capaz de provocar esa alteración en la varianza del error. Sin embargo, en este modelo las variables son dicotómicas y no son susceptibles de generar tal alteración. Por otro lado, la multicolinealidad aparece porque las fluctuaciones de las variables explicativas se producen de forma relativamente sincronizada. En este estudio, al igual que en el de Oczkowski, se considera que *a priori* el problema de la multicolinealidad no es muy grave dado el gran tamaño muestral, y que, en cualquier caso, el estimador MCO sigue siendo válido a pesar de posibles mínimas pérdidas de precisión. Puede existir una correlación cercana al 50 por ciento entre un vino joven y el año 2000 (o 1999), un crianza y el año 1999 (o 1998), al haber utilizado únicamente las guías de 1999 y de 2000. También podría existir una correlación relativamente alta entre las variables denominación de origen y variedad de uva.

3.2. Forma funcional

Ese uso exclusivo de variables *dummy* limita la elección de la forma funcional, para la que escogemos la log-lineal, ya que da un mejor resultado [sólo se puede tomar el logaritmo de la variable dependiente (4)]. Las variables independientes sólo pueden ganar flexibilidad a través del uso de términos de interacción. Como se aludió anteriormente, los términos de interacción (entre cosecha y variedad) se examinan para que modelen posibles desequilibrios año a año en los precios de las uvas. Además, ciertos vinos de regiones particulares que usan una variedad particular de uva han ganado (perdido) prestigio y notoriedad históricamente, p.e. Rueda-Verdejo. Por razones similares también se modelan términos de interacción entre cosecha-región y otros.

(4) Para reducir el error de predicción al predecir los precios a partir de un modelo log-lineal, las predicciones se deben escalar por $\exp(\text{varianza estim.} / 2)$, ver Dadkahn (1984). Este resultado surge del hecho de que cualquier modelo log-lineal de la forma: $\ln Y = a + bX + u$, tenemos $Y = \exp(a) \exp(bX) \exp(u)$, y por tanto $E(\exp(u)) = \exp(\text{varianza} / 2)$ distinto de 1; se debe hacer un ajuste cuando hacemos predicciones.

En resumen, la forma general de la función de precios hedónicos estimada es:

Precio del vino = f (valoración calidad, denominación de origen, variedad uva, año, cosecha, tiempo fermentación, tamaño del productor, región*variedad, variedad*año, año*tiempo maduración, otros términos de interacción).

3.3. Resultados

Los parámetros estimados y las estadísticas sumariales están debidamente basadas en la estimación de mínimos cuadrados. Las estadísticas sumariales del modelo log-lineal presentadas en el cuadro 2 indican un buen nivel predictivo general.

Cuadro 2

ESTADÍSTICAS SUMARIALES PARA EL MODELO LOG-LINEAR

$R^2 = 0,737$	R^2 corregida = 0,717
$\bar{Y} = 6,9008$	$\sigma = 0,7424$
$N = 1.616$	G.L. = 1.469

La función de precios hedónicos estimada se presenta en el cuadro 3. Han sido excluidas de la regresión final las siguientes variables: denominaciones de Binissalem, Getariako y Rioja; variedades Malvar, Mantonegro, Moll (Prensal blanca), Palomino, Tempranillo y Verdejo; año de cosecha 1975 y 1998; tamaño de bodega Grande; términos interactivos Joven*1998 y Valdeorras*Gewürztraminer. Todas estas variables hacen que el modelo pierda capacidad explicativa; además, todas ellas tienen coeficientes muy próximos a cero y su impacto sobre el precio es casi nulo. Algunas variables como Rioja (año 1998 o tamaño Grande), acaparan gran parte de la información relevante de la muestra y sesgan el análisis al no tener un impacto diferenciador sobre la media de los vinos. Por lo tanto, el vino de Rioja (con su variedad de uva más común, Tempranillo) marca la pauta del mercado del vino español. Así, al no poderse incluir el Rioja en este mismo análisis, se hace un análisis exclusivo de este vino en el siguiente apartado (ver apartado 4).

Dado el uso exclusivo de variables dicotómicas, las derivadas parciales no están definidas y, por tanto, las estimaciones no representan los precios implícitos convencionales de los atributos, sino que miden el impacto relativo de la presencia del atributo representado por la variable sobre el precio medio (5).

Cuadro 3

ESTIMACIONES DEL MODELO LOG-LINEAR DE PRECIOS HEDÓNICOS

Variable	Coficiente	T-ratio	% de impacto (a)	media muestral (b)
Constante	6.293 (**)	11.80		993.05 pta (5.97 €)
Valoración calidad del vino				
Excelente	0,607*	1,66	71,6	0,0316
Muy bueno +	0,069	0,19	0,2	0,1630
Muy bueno	-0,138	-0,38	-18,4	0,3430
Bueno +	-0,294	-0,81	-30,3	0,2477
Bueno	-0,364	-1,00	-35,0	0,1459
Correcto +	-0,422	-1,17	-38,6	0,0396
Correcto	-0,494	-1,34	-43,0	0,0241
Aceptable	-0,394	-1,04	-37,3	0,0055
Denominación de origen (región de la uva)				
Abona	0,575	1,23	59,4	0,0035
Alella	0,044	0,41	3,9	0,0090
Alicante	-0,343**	-3,64	-29,3	0,0186
Almansa	-0,423**	-2,73	-35,3	0,0035
Bierzo	-0,079	-0,58	-8,5	0,0050
Bullas	-0,298*	-1,92	-26,7	0,0045
Calatayud	-0,535**	-3,87	-42,0	0,0040
Campo de Borja	-0,381**	-3,43	-32,1	0,0070
Cariñena	-0,224**	-2,70	-20,4	0,0186
Cigales	-0,249	-1,32	-23,4	0,0100
Conca de Barberá	-0,185*	-1,73	-17,4	0,0110
Costers del Segre	-0,084	-1,03	-8,4	0,0236
Empordá-Costa Brava	-0,105	-1,10	-10,3	0,0125
Jumilla	-0,245**	-2,14	-22,3	0,0221
La Mancha	-0,459**	-6,43	-37,0	0,0707
Lanzarote	0,754	1,60	90,1	0,0090
Méntrida	-0,438*	-1,69	-37,6	0,0010

(5) Debido a la existencia de muchos términos de interacción, el impacto relativo «total» de un atributo particular puede ser una función compleja de otros atributos. Por ejemplo, el impacto relativo del Crianza depende de un año de cosecha (1996). Para facilitar la interpretación, los números entre paréntesis en la columna del porcentaje de impacto en el cuadro 3 miden el impacto relativo total del atributo evaluado en las medias muestrales de los datos, p.e., Crianza = 26.8 - 53.4 [media año 1996] = 26.8 - 53.4 (0.1474) = 19.0.

Cuadro 3 (Continuación)

ESTIMACIONES DEL MODELO LOG-LINEAR DE PRECIOS HEDÓNICOS

Variable	Coficiente	T-ratio	% de impacto (a)	media muestral (b)
Denominación de origen (región de la uva) (cont.)				
Monterrei	0,344	0,95	32,1	0,0010
Navarra	-0,171 (**)	-2,83	-15,9	0,0832
Penedés	-0,088	-1,31	-8,7	0,1063
Pla del Bages	-0,276	-1,05	-26,7	0,0010
Priorat	0,726 (**)	7,42	105,7	0,0160
Rias Baixas	0,256	0,70	20,8	0,0306
Ribeira Sacra	0,162	0,62	13,6	0,0035
Ribeiro	0,033	0,08	-5,2	0,0060
Ribera del Duero	0,338 (**)	3,75	39,6	0,0727
Ribera del Guadiana	-0,407 (**)	-4,75	-33,7	0,0206
Rueda	-0,3 (**)	-2,84	-26,4 (-26,6)	0,0261
Somontano	-0,221 (**)	-2,80	-20,1	0,0311
Tacoronte	1,11 (**)	2,41	172,9	0,0060
Tarragona	-0,035	-0,40	-3,8	0,0191
Terra Alta	0,0005	0,01	-0,4	0,0181
Toro	-0,262	-0,93	-26,0	0,0125
Utiel-Requena	0,112	1,27	11,4	0,0196
Valdeorras	0,035	0,17	1,4	0,0070
Valdepeñas	-0,394 (**)	-4,49	-32,8	0,0271
Valencia	-0,092	-0,79	-9,4	0,0080
Valle de Güimar	0,664	1,42	74,0	0,0035
Valle de la Orotava	0,609	1,34	65,8	0,0095
Vinos de Madrid	-0,244 (**)	-2,67	-22,0	0,0186
Yconden-Daute-Isora	0,94 (**)	2,19	133,6	0,0045
Yecla	-0,254 (**)	-2,06	-23,0	0,0085
Variedad de la uva				
Airén	-0,0008	-0,01	-0,3	0,0226
Albariño	0,4	1,11	39,9	0,0316
Bobal	-0,111	-0,84	-11,3	0,0045
Cabernet Sauvignon	0,195 (**)	4,96	21,4	0,0873
Caiño	-0,15	-0,31	-23,4	0,0010
Cariñena	0,122	0,66	11,1	0,0020
Cayetana	-0,311 (*)	-1,84	-27,7	0,0025
Cencibel	-0,085	-1,49	-8,3	0,0496
Chardonnay	0,506 (**)	10,63	65,7	0,0491
Garnacha	-0,011	-0,26	-1,2	0,0692
Garnacha blanca	0,265 (**)	2,49	29,6	0,0080
Garnacha negra	0,126	0,88	12,3	0,0045
Garnacha peluda	1,948 (**)	7,21	576,1	0,0010
Garnacha tinta	-0,132	-1,41	-12,8	0,0100
Gewürztraminer	0,748 (**)	4,05	107,8	0,0020
Godello	0,1	0,42	7,4	0,0035
Graciano	0,949 (**)	4,47	152,6	0,0015
Hondarrabi zuri	-0,021	-0,10	-4,3	0,0015
Listán blanca	-0,531	-1,18	-46,8	0,0135

Cuadro 3 (Continuación)

ESTIMACIONES DEL MODELO LOG-LINEAR DE PRECIOS HEDÓNICOS

Variable	Coficiente	T-ratio	% de impacto (a)	media muestral (b)
Variedad de la uva (cont.)				
Listán negra	-0,473	-1,05	-43,7	0,0165
Macabeo	0,009	0,18	0,7	0,0416
Malvasía	0,183	0,79	16,8	0,0070
Mazuelo	-0,434 (*)	-1,67	-37,4	0,0010
Mencía	0,11	0,53	9,2	0,0055
Merlot	0,262 (**)	5,02	29,8	0,0346
Merseguera	0,042	0,24	2,7	0,0025
Monastrell	0,142	1,42	14,7	0,0291
Moristel	0,051	0,30	3,7	0,0025
Moscatel	0,159	0,87	15,3 (15,3)	0,0025
Moscatel grano menudo	0,602 (**)	4,00	80,6	0,0030
Moscatel romana	0,622 (**)	3,49	83,4	0,0025
Muscat	0,196	0,94	19,0	0,0015
Parellada	-0,012	-0,08	-2,3	0,0030
Parraleta	1,469 (**)	4,08	307,2	0,0005
Pinot Noir	0,221 (**)	2,53	24,2	0,0100
Riesling	0,335	1,57	36,7	0,0015
Sauvignon blanc	0,56 (**)	5,43	74,1	0,0105
Syrah	0,533 (**)	3,89	68,8	0,0040
Tempranillo peluda	0,836 (**)	3,84	125,2	0,0015
Tinta país	0,205	0,98	20,1	0,0326
Tinta fina	0,329	1,37	35,0	0,0316
Tinta toro	0,125	0,43	8,7	0,0115
Treixadura	-0,206	-0,41	-28,3	0,0030
Trepat	-0,284	-1,55	-26,0	0,0025
Ull de Llebre	-0,384 (**)	-2,10	-33,0	0,0020
Viura	0,172 (**)	2,65	18,5	0,0426
Xarel-Lo	0,104	1,44	10,7	0,0176
Yema Godella	0,342	1,06	33,7	0,0010
Año de cosecha				
Año 1968	1,896 (**)	5,31	524,7	0,0005
Año 1979	0,097	0,26	2,7	0,0005
Año 1982	1,36 (**)	4,97	275,3	0,0010
Año 1985	0,322	1,20	33,1	0,0010
Año 1987	0,204	0,93	19,7	0,0065
Año 1988	0,035	0,15	0,9	0,0015
Año 1989	0,281 (*)	1,82	30,9	0,0100
Año 1990	0,203	1,62	21,6	0,0070
Año 1991	0,252 (**)	2,60	28,1	0,0251
Año 1992	0,307 (**)	2,97	35,3	0,0171
Año 1993	0,182 (**)	1,97	19,4	0,0236
Año 1994	0,288 (**)	2,34	32,4	0,0787
Año 1995	0,37 (**)	3,80	44,1	0,1113
Año 1996	0,099 (**)	2,78	10,3 (0,6)	0,1474
Año 1997	0,373 (**)	2,78	43,9 (54,6)	0,2733

Cuadro 3 (Continuación)

ESTIMACIONES DEL MODELO LOG-LINEAR DE PRECIOS HEDÓNICOS

Variable	Coefficiente	T-ratio	% de impacto (a)	media muestral (b)
Tiempo de fermentación del vino				
Joven	0,309	0,80	26,5 (30,9)	0,6540
Crianza	0,306	0,83	26,8 (19,0)	0,1815
Reserva	0,688 (*)	1,82	85,3	0,1319
Gran Reserva	1,148 (**)	3,01	193,2	0,0321
Tamaño de la bodega				
Muy pequeño	0,115 (**)	2,88	12,1	0,0677
Pequeño	0,049 (*)	1,75	5,0	0,2051
Medio	0,027	1,09	2,7	0,3069
Muy grande	-0,008	-0,27	-0,8	0,1595
Denominación / Variedad				
Interacción Rueda / Verdejo	0,241 (**)	2,06	-20,0	0,0135
Variedad / Año de cosecha				
Interacción Moscatel / 1975	1,162 (*)	1,88	17,5	0,0005
Tiempo fermentación / Año cosecha				
Interacción Joven / 1997	-0,435 (**)	-3,25	16,4	0,2613
Interacción Crianza / 1996	0,269 (**)	2,33	-53,4	0,0757

(*) Nivel de significación del 10%.

(**) Nivel de significación del 5%.

(a) Las estimaciones consistentes del porcentaje medio de impacto de la variable *dummy* sobre el precio está medida por: $100[\exp(\beta - 0,5\text{var}(\beta)) - 1]$ (ver Kennedy, 1981 y Derrick, 1984). Los números entre paréntesis representan el impacto relativo «total» del atributo teniendo en cuenta el impacto de los términos de interacción asociados.

(b) Se da la media muestral para el precio sin transformar. Todas las demás medias representan la proporción de vinos con esas características en el total de la muestra.

A la vista de los resultados, se pueden hacer las siguientes consideraciones:

- 1) Parece que hay una relación directa entre las puntuaciones de calidad y el precio, con extremos de una reducción del 43 por ciento del precio medio en los vinos correctos y un aumento del 71,6 por ciento en los vinos excelentes. La calificación de los vinos más típica es la de muy buenos. Igual mente, el tiempo de maduración del vino tiene una relación directa con el precio. En los extremos, un vino crianza produce un pequeño aumento del precio medio de un 19 por ciento y un vino gran reserva genera un aumento del 193,2 por ciento. El tiempo de maduración más típico corresponde a los vinos jóvenes.

- 2) Las variedades o tipos de uva que tienen mayores impactos sobre el precio son: la Garnacha peluda, con aumentos (del precio medio) de 576,1 por ciento, la Parraleta 307,2 por ciento, la Graciano 152,6 por ciento, la Tempranillo peluda 125,2 por ciento y la Gewürztraminer 107,8 por ciento; las reducciones más acusadas son del: 46,8 por ciento de la Listán blanca, 43,7 por ciento de la Listán negra, 37,4 por ciento de la Mazuelo y 33 por ciento de la Ull de Llebre. La variedad más típica de uva de la muestra considerada es la Cabernet Sauvignon.
- 3) Los principales impactos de las denominaciones sobre el precio son: aumentos del 172,9 por ciento de Tacoronte, 133,6 por ciento de Yconden-Daute-Isora, 105,7 por ciento de Priorat y 90,1 por ciento de Lanzarote (son zonas con pequeños micro-climas o suelos exclusivos volcánicos –algo que, implícitamente, puede aumentar la dificultad de cultivo del suelo, y por consiguiente el coste de producción, lo que se traduce en un precio mayor) y reducciones del: 42 por ciento Calatayud, 37,6 por ciento Métrida y 37 por ciento La Mancha (estas regiones presentan climas ásperos con temporadas de heladas, o bien son áreas de cultivo de regadío a gran escala). Las denominaciones de origen más representadas son: Penedés (10,6 por ciento de los vinos), Navarra (8,3 por ciento), Ribera del Duero (7,3 por ciento) y La Mancha (7 por ciento).
- 4) Todos los coeficientes de los años de cosecha están entre 0,1 y 0,4, excepto los de los años 1968 y 1982 (con coeficientes de 1,896 y 1,36, respectivamente). Estos resultados reflejan precisamente que las cosechas buenas más antiguas aumentan el precio del vino (además del valor en dinero acumulado con el paso del tiempo y del coste de almacenamiento). Los extremos son un aumento del 524,7 por ciento del año 1968 y un pobre incremento del 0,6 por ciento del año 1996. Las añadas más comunes de la muestra son acaparadas por los últimos años.
- 5) Los coeficientes de la variable del tamaño de la bodega muestran que este está inversamente relacionado con el precio. Esto es indicativo de que los vinos de los pequeños productores son más caros por su «rareza» o por el tratamiento de «coleccionismo» que se hace de ellos por parte de algunos consumidores (o «snobismo»). También reflejan los costes más bajos asociados con los grandes productores, que fijan precios bajos para expulsar a los competidores. Los extremos son un aumento del 12,1 por ciento para bodegas muy pequeñas y una reducción de 0,8 por ciento para las

muy grandes. Las dimensiones de las bodegas más comunes son las de tamaño medio y grande.

- 6) El término de interacción (6) entre cosecha y variedad de uva demuestra, entre otras cosas, el impacto de los desequilibrios de oferta y demanda de la uva Moscatel sobre los precios del vino. El término entre denominación de origen y variedad de uva muestra la pérdida de prestigio de los vinos de Rueda con uva Verdejo. Las interacciones entre el tiempo de fermentación del vino y la cosecha indican un aumento del precio en los vinos jóvenes del año 1997 y un descenso en los crianza del año 1996.

En suma, se ha encontrado que en España seis grupos de características son estadísticamente importantes para explicar las desviaciones de los precios con respecto a los precios medios: calidad, tiempo de maduración, variedad de la uva, denominación de origen, año de cosecha y tamaño de la bodega. También se han identificado como importantes varios términos de interacción entre estos grupos.

El resultado del atributo subjetivo (calidad) confirma la utilidad de los datos particulares escogidos. Los resultados obtenidos con la denominación de origen y la variedad de la uva se alinean generalmente con las expectativas *a priori* (según diversas publicaciones y expertos del sector). La variable del tamaño del productor indica que los precios están algo influenciados por ella, y que, por lo tanto, el mercado no se caracteriza por una competencia totalmente perfecta. Finalmente, los términos de interacción dan importantes explicaciones de los efectos que tienen los desequilibrios de oferta y demanda de uvas sobre los precios del vino.

4. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA FPH PARA EL VINO RIOJA

Como se dijo anteriormente, el Rioja es el vino patrón del mercado español; por ello, se analiza aquí específicamente. Las estadísticas sumariales, que se presentan en el cuadro 4, reflejan un buen ajuste predictivo.

La función de precios hedónicos estimada se muestra en el cuadro 5. Se han excluido de la regresión final, por sesgar el modelo, las siguientes variables: calificación de Muy Bueno; variedad Tempranillo; años 1987, 1995 y 1998; tiempos de fermentación Joven y Crian-

(6) Para mantener cierta manejabilidad, los términos de interacción sólo son incluidos en la función del precio si son significativos a niveles del 10 por ciento o menos. Este criterio llevó a la inclusión en el cuadro 3 de sólo cuatro términos de interacción.

Cuadro 4

ESTADÍSTICAS SUMARIALES PARA EL MODELO LOG-LINEAR DEL RIOJA

$R^2 = 0,778$	R^2 corregida = 0,751
$\bar{Y} = 7,1649$	$\sigma = 0,6545$
$N = 382$	G.L. = 340

za; tamaño Grande; y término interactivo Rioja*Tempranillo. Todas estas variables hacen que el modelo pierda capacidad explicativa, y además su impacto sobre el precio es casi nulo.

Cuadro 5

ESTIMACIONES DEL MODELO LOG-LINEAR DE PRECIOS HEDÓNICOS PARA EL RIOJA

Variable	Coefficiente	T-ratio	% de impacto (a)	media muestral (b)
Constante	7.117 (**)	26.78		1293.23 pta (7,77 €)
Valoración calidad del vino				
Excelente	0,788 (**)	7,522	118,7	0,0340
Muy bueno +	0,262 (**)	5,080	29,7	0,1911
Bueno +	-0,121 (**)	-2,633	-11,5	0,2487
Bueno	-0,192 (**)	-3,030	-17,7	0,1021
Correcto +	-0,343 (**)	-3,588	-29,4	0,0367
Correcto	-0,398 (**)	-2,346	-33,8	0,0105
Aceptable	-0,526	-1,583	-44,1	0,0026
Variedad de la uva				
Chardonnay	0,745 (**)	2,249	99,4	0,0026
Garnacha	-0,065	-0,895	-6,6	0,0681
Graciano	0,767 (**)	3,171	109,0	0,0052
Malvasía	0,112	0,338	5,9	0,0026
Mazuelo	-0,501 (**)	-2,092	-41,1	0,0052
Tempranillo peluda	0,645 (**)	3,256	86,9	0,0079
Viura	0,072	1,367	7,3	0,1675
Año de cosecha				
Año 1968	1,450 (**)	3,453	290,2	0,0026
Año 1982	1,033 (**)	3,780	170,5	0,0052
Año 1985	0,211	0,619	16,5	0,0026
Año 1989	-0,194	-0,796	-20,0 (-19,1)	0,0288
Año 1990	-0,035	-0,144	-6,3	0,0052
Año 1991	-0,130	-1,117	-12,8	0,0576
Año 1992	-0,035	-0,290	-4,1	0,0340
Año 1993	-0,031	-0,175	-4,5	0,0131
Año 1994	-0,326	-1,135	-30,7 (-21,0)	0,1361
Año 1996	-0,363	-1,311	-33,0 (-28,3)	0,1361
Año 1997	-0,070	-0,165	-14,9 (-37,1)	0,1754

Cuadro 5 (Continuación)

ESTIMACIONES DEL MODELO LOG-LINEAR DE PRECIOS HEDÓNICOS PARA EL RIOJA

Variable	Coefficiente	T-ratio	% de impacto (a)	media muestral (b)
Tiempo de fermentación del vino				
Reserva	0,273	1,079	27,2 (30,5)	0,2487
Gran Reserva	0,607 (**)	2,224	76,8 (77,4)	0,0759
Tamaño de la bodega				
Muy pequeño	0,006	0,040	-0,5	0,0131
Pequeño	0,002	0,041	0,1	0,1911
Medio	-0,114 (**)	-2,574	-10,9	0,3298
Muy grande	-0,047	-0,842	-4,8	0,1361
Tiempo fermentación / Año cosecha				
Interacción Joven / 1994	0,140	0,400	8,2	0,0026
Interacción Joven / 1995	0,109	0,371	6,8	0,0157
Interacción Joven / 1997	-0,630 (*)	-1,880	-49,6	0,1728
Interacción Joven / 1998	-0,484 (*)	-1,807	-40,5	0,2068
Interacción Crianza / 1995	-0,302	-1,127	-28,6	0,1073
Interacción Crianza / 1996	0,196 (*)	1,926	21,0	0,0890
Interacción Crianza / 1998	0,465	1,107	45,7	0,0026
Interacción Reserva / 1994	0,256	0,905	24,1	0,1126
Inter. Gran Reserva / 1987	0,195	0,984	19,2	0,0157
Inter. Gran Reserva / 1989	0,156	0,547	12,2	0,0236

(*) Nivel de significación del 10%.

(**) Nivel de significación del 5%.

(a) Las estimaciones consistentes del porcentaje medio de impacto de la variable *dummy* sobre el precio está medida por: $100[\exp(\beta - 0,5\text{var}(\beta)) - 1]$ (ver Kennedy, 1981 y Derrick, 1984). Los números entre paréntesis representan el impacto relativo «total» del atributo teniendo en cuenta el impacto de los términos de interacción asociados.

(b) Se da la media muestral para el precio sin transformar. Todas las demás medias representan la proporción de vinos con esas características en el total de la muestra.

Los resultados del cuadro se pueden resumir de la siguiente manera:

- 1) Hay una relación directa entre las calificaciones del vino y el precio, con extremos de una reducción del 44,1 por ciento del precio medio en los vinos aceptables y un aumento del 118,7 por ciento en los vinos excelentes. El tiempo de maduración del vino también tiene una relación directa con el precio. Un reserva tiene un impacto positivo sobre el precio medio de un 30,5 por ciento, y un gran reserva de un 77,4 por ciento.
- 2) Las variedades de uva que tienen mayores impactos sobre el precio son: aumentos (del precio medio) de Graciano con un 109 por ciento, Chardonnay con un 99,4 por ciento y Tempranillo peluda con un 86,9 por ciento; la variedad de menor impacto es la uva Mazuelo con

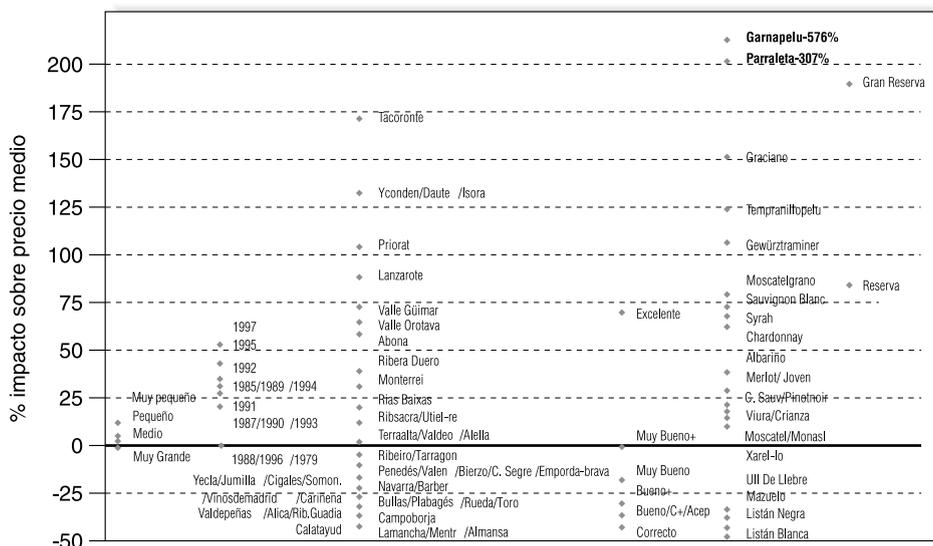
- un reducción del 41,1 por ciento. La variedad más típica es la uva Tempranillo, y a continuación se encuentra la uva Viura.
- 3) Los principales impactos sobre el precio de los años de cosecha son: aumentos del: 290,2 por ciento de 1968 y 170,5 por ciento de 1982 y reducciones del: 28,3 por ciento de 1996 y 37,1 de 1997.
 - 4) Los coeficientes de la variable del tamaño de la bodega muestran reducciones en el precio generalizadas (tamaño medio de un 10,9 por ciento), salvo para las bodegas pequeñas con un impacto positivo de 0,1 por ciento.
 - 5) Únicamente se incluyen términos de interacción entre el tiempo de fermentación del vino y la cosecha; entre éstos, sólo tres términos son significativos a un nivel del 10 por ciento, interacción Joven/1997, interacción Joven/1998 e interacción Crianza/1996 con impactos respectivos sobre el precio de -49,6 por ciento, -40,5 por ciento y 21 por ciento.

5. CONCLUSIONES

En el gráfico 1, a modo de resumen final, se presenta un esquema de las conclusiones del estudio de los precios hedónicos para los vinos

Gráfico 1

Impactos relativos de las variables sobre el precio medio del vino



con Denominación de Origen, con la excepción de los Riojas. En el eje de abscisas se representan los 6 atributos fundamentales incluidos en la FPH, y en el eje de ordenadas el porcentaje de impacto de estos atributos sobre el precio medio del vino.

Una utilidad importante que puede derivarse del estudio de la función de precios hedónicos estimada es la de suministrar eventuales orientaciones a productores, distribuidores, productores y responsables de la política vitivinícola. Así, por ejemplo, los distribuidores y consumidores, que son ya «consumidores modernos» que no buscan un bien de primera necesidad, sino que cubra un conjunto más complejo de utilidades individuales y sociales, pueden identificar una «ganga» al comparar el precio de un vino a adquirir con el «precio medio de mercado» estimado para un vino de esas características por la FPH (7). Para poner en práctica esta recomendación, los consumidores o distribuidores necesitarían identificar todos los atributos del vino en cuestión.

Para los productores, la función de información relevante para las posibles decisiones de inversión a largo plazo. Para garantizar el éxito económico de los esfuerzos orientados a la obtención un atributo particular, se deben comparar los beneficios previsibles y los costes asociados a dicho esfuerzo. Los beneficios medios previstos se pueden estimar con la FPH. Dado que la valoración de la calidad se determina tan «objetivamente» como es posible, mediante el uso del sistema americano de valoración, los productores pueden investigar objetivamente los beneficios y costes de alterar la calidad de su vino. Por ejemplo, pasar de un vino correcto (impacto de -43 por ciento sobre el precio medio) a un vino excelente (impacto de 71,6 por ciento sobre el precio medio), con precios medios muestrales, se traduce a un aumento en el precio de 6,84 euros (8) siendo el resto de factores constantes. Este beneficio se debe comparar con los incrementos de costes generados por mejorar la calidad (p.e. empleando uvas de mayor calidad, usando barricas de roble, elaborando el vino con mejores técnicas o más artesanalmente, etc.) para determinar si se debe hacer un esfuerzo para lograr este atributo.

La utilización del análisis de regresión en la estimación de la función de precios hedónicos implica que los beneficios estimados que proporcionan los atributos sólo son válidos en situaciones de *ceteris pari-*

(7) Ver artículo en la revista *Distribución y Consumo*, 65: pp. 63-73, 2002.

(8) El cálculo es $[0.716 - (-0.430)] * 5,97 \text{ €}$, en donde 5,97 € es el precio medio de los vinos de calidad (ver página 7).

bus. Para los pequeños productores (precio-aceptantes), redirigir los recursos a la producción de atributos más deseables no debe invalidar significativamente los beneficios estimados determinados por el mercado. Por lo tanto, los planes se pueden llevar a cabo con alguna seguridad. Sin embargo, para los grandes productores no ocurre lo mismo.

BIBLIOGRAFÍA

- ANGULO, A.; GIL, J. M.; GRACIA, A. y SÁNCHEZ, M. (2000): «Hedonic prices for Spanish red quality wine», *British Food Journal*, 102 (7): pp. 481-493.
- AZQUETA, D. (1994): *Valoración económica de la calidad ambiental*, en particular el Cap. 6 «El método de los precios hedónicos», McGraw-Hill, Madrid.
- COELLI, T.; LLOYD-SMITH, J.; MORRISON, D. y THOMAS, J. (1991): «Hedonic Pricing for a Cost Benefit Analysis of a Public Water Supply Scheme», *Australian Journal of Agricultural Economics*, 35: pp. 1-20.
- EDMONS, Jr., R. G. (1984): «A Theoretical Basic for Hedonic Regression: A Research Primer», *AREUEA Journal*, 12: pp. 72-85.
- EDWARDS, F. y MORT, G. (1991): «The Expert Wine Taster», *International Marketing Review*, 8: pp. 8-12.
- EDWARDS, F. y SPAWTON, T. (1990): «Pricing in the Australian Wine Industry», *European Journal of Marketing*, 24: pp. 11-17.
- FETTIG, L. P. (1963): «Adjusting Farm Tractor Prices for Quality Changes, 1950-1962», *Journal of Farm Economics*, 45: pp. 599-611.
- GOLAN, A. y SHALIT, H. (1993): «Wine Quality Differentials in Hedonic Grape Pricing», *Journal of Agricultural Economics*, 44: pp. 311-321.
- HIDALGO, L. (1964): *El Viñedo*, Servicio de Estudios del Banco Urquijo, Madrid.
- GÓMEZ GÓMEZ, C. M. (1995): «On Hedonic Prices and Urban Economics», *Revista Española de Economía*, monográfico de «Recursos naturales», 1995: pp. 191-206.
- KENNEDY, P. E. (1981): «Estimation with Correctly Interpreted *Dummy* Variables in Semilogarithmic Equations», *American Economic Review*, 71: 801 p.
- MARTÍNEZ VICENTE, S.; MARTÍNEZ VALDERRAMA, J. y NIETO, C. (2002): «Una aplicación DSS para el mercado del vino», *Distribución y Consumo*, 65: pp. 63-73.
- NERLOVE, M. (1995): «Hedonic price functions and the measurement of preferences: The case of Swedish wine consumers», *European Economic Review*, 39: pp. 1.697-1.716.
- OCZKOWSKI, E. (1994): «A hedonic price function for Australian premium table wine», *Australian Journal of Agricultural Economics*, vol. 38, 1: pp. 93-110.
- PEÑÍN, J. (& 2000): *Guía Peñín de los vinos de España 1999*, Pi & Erre Ediciones.

- ROSEN, S. (1974): «Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition», *Journal of Political Economy*, 83 (January-February 1974): pp. 34-55.
- SPAWTON, A. L. (1991): «Development in the Global Alcoholic Drinks Industry and its implications for the future marketing of Wine», en *Vine and Wine Economy* (E.P. Botos, ed.), Akadémia Kiadó, Budapest: pp. 275-287.
- SUITS, D. B. (1984): «Dummy Variables: Mechanics V. Interpretation», *The Review of Economics and Statistics*, 66: pp. 177-180.
- WAUGH, F. V. (1981): «Quality Factors Influencing Vegetable Prices», *Journal of Farm Economics*, 10: pp. 185-196.
- WILLIAMS, C. H.; ROLFE, J. y LONGWORT, J. W. (1993): «Does Muscle Matter? An Economic Evaluation of Live Cattle Characteristics», *Review of Marketing and Agricultural Economics*, 61: pp. 169-189.

RESUMEN

Una función de precios hedónicos para el vino español de calidad en el año 2000

Diversos estudios que intentan fundamentar la demanda de vino de calidad solamente en función del precio y de la renta han sido incapaces de explicarla de forma plenamente satisfactoria. En este estudio se ha procedido a estimar una función de precios hedónicos relacionando el precio del vino de calidad (con Denominación de Origen) en España con una serie de características vinícolas y/o comerciales, con el fin de analizar qué atributos determinan el precio final del vino y en qué medida lo hace cada uno. Hay seis grupos de atributos que son estadísticamente significativos para explicar las desviaciones de los precios medios de los vinos: 1) valoración de calidad; 2) denominación de origen; 3) variedad/tipo de uva; 4) cosecha de uva; 5) tiempo de fermentación y 6) tamaño del productor. Los resultados muestran que los incrementos del precio se explican por el alto impacto de la calidad; el grado de envejecimiento; la alta consideración de algunas denominaciones de origen (p.e. Tacoronte, Yconden-Daute-Isora, Priorat o Lanzarote), ciertas variedades de uva (p.e. Graciano o Tempranillo peluda), añadas como las de 1968 y 1982 y una dimensión pequeña de la bodega. Por el contrario, explican reducciones del precio la baja calificación, la juventud, el rechazo de determinadas denominaciones de origen (p.e. Calatayud, Métrida o La Mancha), otras variedades de uva (p.e. Mazuelo) y una dimensión grande de la empresa productora. Se discuten las implicaciones resultantes para el marketing de este producto.

PALABRAS CLAVE: Función de precios hedónicos, denominación de origen (DO), valoración de calidad, tiempo de fermentación, añada.

SUMMARY

An hedonic price function for the spanish quality's wine at the year 2000

Several studies that try to base the quality's wine demand only in function of price and income have been incapables of explaining it in a totally satisfactory way. In this study we have proceed to estimate an hedonic price function relating the price of the quality's wine (with Origin's Denomination) in Spain with a set of commercials and/or wine related characteristics, with the aim of analyse what attributes determine the final price of wine and to what extent they do it. There are six groups of attributes that are statistically significant explaining the deviations from the average prices of the wines: 1) quality's valoration; 2) Origin's Denomination; 3) variety/ type of the grape; 4) grape's vintage; 5) time of fermentation and 6) producer's size. The results show that the increments in price are explained by the high impact of the quality; the stage of oldness; the high consideration of some Origin's Denominations (i.e Tacoronte, Yconden-Daute-Isora, Priorat or Lanzarote), certain varieties of grape (i.e. Graciano or Tempranillo Peluda), vintages like the ones of 1968 and 1982 and a little dimension of the cellar. On the other side, the reductions in price are explained by the low calification, the youth, the repulse of some Origin's Denomination (i.e. Calatayud, Métrida or La Mancha), other types of grape (i.e. Mazuelo) and a big dimension of the producer. Implications of marketing are discussed.

KEYWORDS: Hedonic price function, origin's denomination (OD), quality's valoration, time of fermentation, vintage.

