

Uso de modelos hedónicos y de búsqueda para el análisis de precios de vinos en supermercados

José González y Oscar Melo*

Departamento de Economía Agraria. Facultad de Agronomía e Ingeniería Forestal. Pontificia Universidad Católica de Chile. Casilla 306, Correo 22, Santiago, Chile.

* Autor para correspondencia: omelo@uc.cl

Abstract

J. González, and O. Melo. 2008. Analysis of supermarket wine prices using hedonic and search models. Hedonic price models have been widely used to understand the effect of wine attributes. But these have not properly estimated the effect of quality in the Chilean market. Moreover, we found no study in the literature that has included bottle weight in the hedonic equation. We also try to explain the differences in prices observed for identical product within and between different *comunas* in Santiago. We explore the role of average income, number of supermarkets, and price variation in explaining these price differences. Results show that quality, measured by scores given by a panel of experts, does have a positive impact on price, and bottle weight has a positive but decreasing impact on price. We also find that average income does not have a significant effect on price differences but supermarket density and price variability does.

Key words: hedonic prices, wine, supermarkets.

INTRODUCCION

En Chile, la industria del vino ha experimentado un crecimiento sostenido en las últimas décadas, orientándose principalmente a la exportación. Sin embargo, el mercado interno sigue siendo importante, debido a un consumo per cápita al año del orden de los 15 a 18 litros (Vidaurre, 2006). Basta con entrar en un supermercado para observar la gran variedad de vinos que se les ofrece a los consumidores, los cuales pueden tener un precio desde los \$500 hasta más de \$50.000. El precio es uno de los factores más importantes en la decisión del comprador, por lo tanto, la planeación de precios es crucial en la gestión comercial de las empresas, ya que es uno de los determinantes de la cantidad demandada que tendrá este producto.

La relación entre el precio y las características de un vino ha sido estudiada en diversas investigaciones, a través de la metodología de los precios hedónicos, en la cual, es posible encontrar la participación en el precio de sus principales atributos.¹ En Chile, Geve (2005) y Melo *et al.* (2004), encontraron que incrementos en la edad de los vinos, grado alcohólico y volumen del envase, aumentan significativamente el valor observado. Adicionalmente, encontraron que los productos

tintos presentan una mayor valoración en comparación a las cepas blancas, al igual que los vinos orgánicos por sobre aquellos que no lo son y aquellos que presentaron medallas por sobre los que no lo hicieron. Otro atributo significativo fue la presencia de descriptores,² los cuales también inciden en el aumento del precio de los vinos. Por otro lado, los autores encontraron que el diseño y estilo de la etiqueta fueron características no significativas. Sin embargo, no se ha encontrado un estudio en el mundo que indique la incidencia en el precio del peso de las botellas de vino, como un atributo adicional en las ecuaciones hedónicas.

La calidad, pese a ser una característica subjetiva y dependiente de los sentidos del consumidor, es un atributo que ha sido estudiado a través del método de los precios hedónicos. Uno de los primeros trabajos que estudió la incidencia de la calidad en el precio de un vino fue el de Oczkowski (1994), quien encontró que el precio aumenta junto con el ranking de gradación. Sin embargo, Gergaud (1998), en un estudio realizado mediante el método hedónico en Champagnes, encontró que ni las características sensoriales ni su gradación de calidad importan en la determinación

¹ Para un análisis más detallado del método de precios hedónicos ver el trabajo de Rosen (1974).

² Un descriptor busca dar una señal de calidad del producto, ejemplos de ellos son Reserva, Selección Gran Reserva o Premium, entre otros.

del precio de un producto. Lecocq y Visser (2003), descubrieron que los atributos sensoriales que entregan la calidad de un vino no juegan un rol demasiado importante en el precio, en comparación a características más objetivas como la viña de procedencia o año de cosecha. En un estudio para el mercado chileno, Melo *et al.* (2004), utilizando la gradación de una revista especializada no encontraron un efecto claro de la calidad en el precio. Las discrepancias entre los resultados de los distintos autores posiblemente se deban a diferencias de mercados y el tipo de indicador de calidad utilizado.

Rosen (1974) indicó que la decisión de un consumidor, en el proceso de maximización de su utilidad al comprar un producto, no es afectada solamente por sus atributos, sino que también por las características socioeconómicas de él mismo. Por esto, un mismo producto puede no tener un precio idéntico, tanto para un mercado como también entre ellos.

El presente trabajo busca analizar la incidencia de distintos atributos en el precio observado de los vinos ofrecidos en supermercados de Chile, enfatizando el peso de las botellas de vino y su calidad. También se busca identificar el efecto en el precio de las variables sociodemográficas comunales, resaltando el efecto del ingreso per cápita y el número de supermercados por kilómetro cuadrado,³ y de variables temporales, poniendo énfasis en el efecto de la variación en el tiempo del precio de los vinos en los locales.

METODOLOGIA

Modelos Hedónicos

Las ecuaciones de precios hedónicos expuestas son semilogarítmicas, ya que es la forma funcional no lineal más usada en estudios de precios hedónicos en vinos. Además, posee la ventaja de controlar problemas de heteroscedasticidad (Melo *et al.*, 2004). Adicionalmente, la forma funcional semilogarítmica permite estimar el aporte porcentual sobre las variables dependientes, a partir de los diferentes niveles de una variable explicativa, manteniendo el resto de las variables constantes. Por otro lado, se estimaron modelos Box-Cox. Sin embargo, éstos no entregaron

³ Esta variable es una medida de distancia a recorrer por consumidor para encontrar un producto.

resultados concluyentes acerca de las formas funcionales a utilizar.

En las ecuaciones, las variables dependientes son el logaritmo natural de los precios de los productos y el logaritmo natural del rango intercuartil de precios de productos idénticos en cada comuna.⁴ Por su parte, las variables independientes corresponden a los atributos propios de cada vino, a características sociodemográficas de las comunas en donde son ofertados y a variables temporales. Por otro lado, en todos los modelos utilizados se detectó la presencia de heteroscedasticidad, lo cual se corrige mediante la corrección de White (1980) para los errores estándar.

Modelos de Búsqueda

Por otra parte los modelos de búsqueda intentan explicar las diferencias en precios en base a variables de mercado y sus consumidores. Uno de los primeros autores que estudió la diferencia de precios en bienes homogéneos fue Stigler (1961). El indicó que nunca existirá una homogeneidad absoluta en un producto. Se dan diferencias, por ejemplo, debido al lugar en donde se compra, condiciones de pago, servicio post-venta, etc. Sin embargo, sólo una parte de la discrepancia de precios está dada por esto. Además, señala que la dispersión de precios observada es una medida de la ignorancia, ya que con información perfecta los consumidores siempre comprarían al menor precio.

La principal razón de la diferencia de precios para bienes homogéneos se debe a heterogeneidades de los consumidores, ya que algunos están más informados que otros respecto a la existencia de menores precios (Carlson y McAfee, 1983). Stigler (1961), señala que los consumidores buscarán información hasta que el ingreso marginal por una búsqueda adicional, sea igual al costo marginal de incurrir en ella. El principal costo es el alternativo de tiempo, el cual es mayor en una persona con mayor ingreso (Marvel, 1976).

⁴ Ambas variables dependientes utilizan precios medios mensuales de los productos en un local a lo largo de los dos años de estudio. Por otro lado, el rango intercuartil es una medida de variabilidad, se define como la diferencia entre el tercer cuartil superior y el primer cuartil. En este caso se tomó en base a solo 28 productos, los cuales, se encontraron simultáneamente, en algún momento, a lo largo de los dos años de estudio en aquellas comunas con más de un supermercado.

Adicionalmente, Soresen (2001) indicó que el costo será distinto según la proporción de gasto en relación al ingreso en el bien; mientras mayor sea, se buscará más intensamente.

Por su parte, el efecto de la estructura de mercado en la dispersión de precios para tiendas de productos de retail es importante, ya que al aumentar el número de tiendas se observa un aumento en la variación de los precios (Aalto-Setälä, 2003).

No sólo las variables sociodemográficas inciden en la diferencia de precios de bienes homogéneos, ya que la información es menos costosa cuando existe una menor variación del precio de un producto en el tiempo. Mientras más constante sea, la información no se vuelve obsoleta y por lo tanto se obtendrá más información debido al incremento del valor presente de los datos (Stigler, 1961). Por su parte, Varian (1980) indicó que si los clientes pudieran aprender de su experiencia, la dispersión de precios en bienes idénticos se eliminaría, pero las tiendas cambian sus precios en el tiempo. Un ejemplo de esto son las ofertas, las cuales tienen una duración limitada. Marvel, (1976) también reconoce que no solo existe dispersión de precios en un momento determinado del tiempo, sino que también a través de éste.

Los datos

Se utiliza el método de los precios hedónicos para explicar el precio de vinos en supermercados de Chile, basándose en las siguientes bases de datos:

- Puntuaciones de calidad y precios de vinos, obtenidos en la revista del club de amantes del vino (La Cav, 2004a y 2004b).
- Muestra de vinos con sus precios y atributos, obtenida en Santiago de Chile por Geve, en el año 2004.
- Muestra de pesos de botellas, tomada en un supermercado de la comuna de Vitacura.
- Muestra de vinos con sus precios mensuales, atributos, variables sociodemográficas y temporales, obtenida en 82 supermercados de Chile durante los años 2004 y 2005.

A continuación se analizarán los datos en dos partes:

- **Datos 1:** Bases de datos que buscan describir la incidencia del peso y la calidad de los vinos en el precio.
- **Datos 2:** Bases de datos necesarias para describir la forma en que varía el precio de productos homogéneos, tanto entre comunas como dentro de ellas, en base a variables sociodemográficas y temporales.

Datos 1

La primera base de datos corresponde a una muestra de 214 vinos distintos, obtenida en revistas de La Cav del año 2004, donde se recolectaron precios y evaluaciones de calidad medidos a través de puntajes, además de otros atributos que se encontraron en sus etiquetas. En la Figura 1 se puede observar que solo los vinos con puntajes superiores a 85 logran precios mayores a \$15.000. Además, existe una tendencia a que el precio aumente junto con los puntajes, con una correlación de 0,2360, aunque éste valor es bajo, señala que puede existir una relación positiva entre el precio de un producto y su calidad.

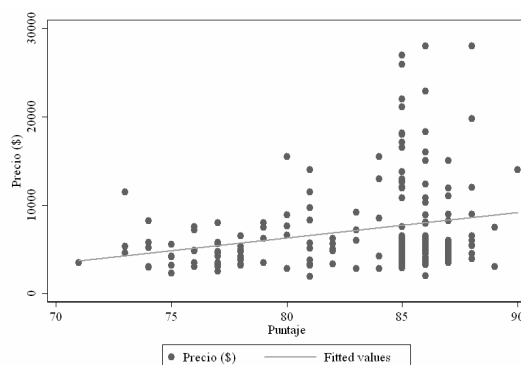


Figura 1. Relación entre el puntaje del vino según la evaluación de calidad de la CAV y precio.

La siguiente muestra corresponde a una base de datos utilizada en un estudio de precios hedónicos por Geve (2005), en base a tres supermercados de Santiago de Chile, encontrados en las comunas de La Florida, Las Condes y Santiago Centro, cada uno de ellos asociado a un nivel socioeconómico distinto (Cuadro 1), con un total de 1.043 vinos, recopilada en el período de julio a agosto del año 2004.⁵

⁵ Para un análisis detallado, ver tesis de Geve, 2005. Valoración hedónica y análisis de atributos de vinos en botellas ofertados en supermercados en Santiago de Chile. pp 4 - 21.

Cuadro 1. Comunas y estrato socio-económico de los supermercados presentes en la primera muestra.

Supermercado	Comuna	Estrato socio-económico
Jumbo	Las Condes	ABC1
Montserrat	La Florida	C2 y C3
Santa Isabel	Santiago Centro	C2

Fuente: Geve, 2004.

Cuadro 2. Prueba de hipótesis de diferencia de medias entre comunas para productos coincidentes.

Variable	Nº Obs.	Media	Desv. Estand.	Interv. Conf. (95%)
Diferencia Las Condes – La Florida	137	385,34	1.325,58	161,38 609,31
Diferencia Las Condes – Santiago Centro	30	-151,3	833,54	-462,55 159,95

Fuente: Propia, 2006.

Adicionalmente, y como se observa en el Cuadro 2, se ha rechazado la hipótesis de que en tres supermercados de Santiago de Chile, ubicados en tres mercados distintos,⁸ un mismo producto se vende a precios iguales.

Para complementar la información obtenida en la muestra anterior, se recopiló información del peso de las botellas en un supermercado ubicado en la comuna de Vitacura, obteniendo el peso de 608 vinos durante el período de mayo a junio del año 2006, con una balanza de una sensibilidad de 25 g. Para poder comparar vinos de distintos tamaños se estudia el peso de las botellas sin líquido, medido en g/cc de vino, arrojando una media de 0,655 g/cc, una desviación estándar de 0,163 g/cc y un rango de 1 g/cc. La correlación entre el precio del vino y el peso de las botellas es de 0,2394. Como se aprecia en la Figura 2, se advierte una tendencia a un comportamiento cuadrático del precio respecto al peso de las botellas. Por otro lado, el 86,68% de dicha muestra corresponde a vinos con un volumen de 750 cc. En este grupo mayoritario se observa la distribución del peso total de las botellas (botella + vino) mediante un histograma de frecuencia, presentado en la Figura 3, el cual señala que la mayor parte de estos vinos se centra cerca de los 1.200 g, con una distribución cercana a la normal.

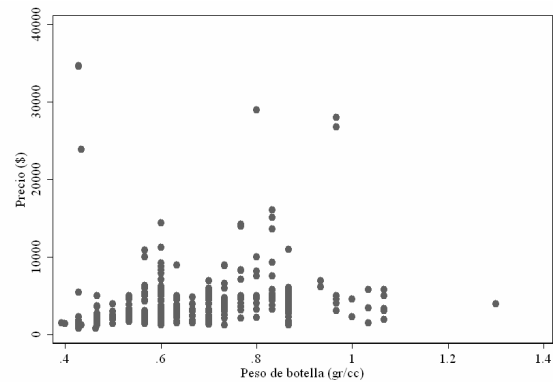


Figura 2. Relación entre el peso de las botellas (g/cc) y el precio (\$) de un vino.

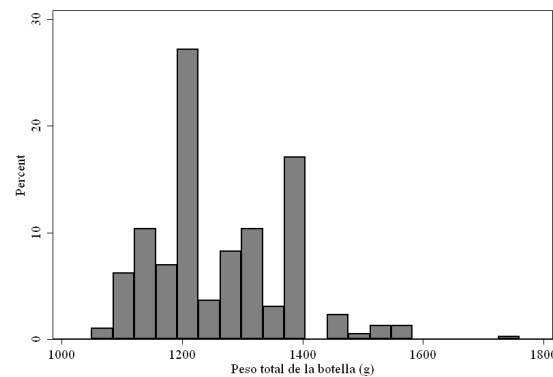


Figura 3. Histograma del peso total de las botellas (g) para los vinos de 750 cc.

⁸ Entiéndase como mercado a cada comuna en las cuales están insertos los supermercados.

Datos 2

La presente sección solo posee una base de datos, la cual se creó sobre la base de cuatro fuentes de información. 1) Información de precios medios mensuales, de 1.384 vinos, en 82 supermercados a lo largo del país, durante los años 2004 y 2005, arrojando un total de 647.464 observaciones. 2) Información sociodemográfica, obtenida de la CASEN del año 2003, de 47 comunas de Chile, en donde se encuentran los 82 supermercados estudiados. 3) Información de precios mensuales de gasolinas, para los años 2004 y 2005, obtenida en el Servicio Nacional del Consumidor (SERNAC). 4) La superficie comunal, necesaria para el cálculo de algunas variables.

La muestra se considera representativa de la población, ya que según el servicio Retail Index de ACNielsen, los supermercados representan el 48% del volumen de vino consumido en litros. Esta base, además de presentar variables sociodemográficas y temporales, incluye los siguientes atributos propios del producto: presencia de nombre comercial, descriptor, tipo de cepa (tinto, blanco o rosé), cepa, orgánico, *late harvest* y tipo de envase (botella, tetra, botellón o estuche).⁹

Un análisis descriptivo de los datos indica que la correlación entre el precio medio comunal y la cantidad vendida es positiva y tiene un valor de 0,2237, lo que hace pensar que se cobra más caro en las comunas que compran más vino. Adicionalmente, se observa una dispersión de precios en productos idénticos, reflejado en el promedio del rango intercuartil de precios comunal.

El ingreso per cápita comunal presenta una media de \$184.568, con una desviación estándar de \$169.792, un mínimo de \$69.639 y un máximo de \$867.405. Adicionalmente se observa que sobre el 80% de las comunas se encontraron bajo los \$200.000. Por otro lado, el ingreso per cápita se encuentra correlacionado positivamente con el precio, con un valor de 0,6290. Esto apoya la pregunta inicial sobre la incidencia positiva en el precio de esta variable.

Por su parte, la media del número de supermercados por km² es de 0,06, donde cerca del 90% de las comunas tienden a ubicarse entre los 0 y 0,1 supermercados. La correlación entre el precio y la densidad de supermercados es positiva, pero bastante baja, con un valor de 0,0284. Sin embargo, se necesita una prueba más formal que muestre la incidencia del número de supermercados por Km² en el precio entre comunas y dentro de ellas.

La Figura 4 muestra la relación entre el precio medio de un vino en la misma tienda y su desviación estándar en el tiempo. Se puede observar que a medida que aumenta la variación del precio de los productos en el tiempo, existe una tendencia a que ellos presenten un mayor valor.

RESULTADOS

A continuación se exponen los resultados en dos partes, en forma similar a lo realizado en la sección anterior:

- **Resultados datos 1:** Modelos que describen la incidencia del peso y la calidad de los vinos en el precio.
- **Resultados datos 2:** Modelos que describen la forma en que varía el precio, tanto entre comunas y dentro de ellas, en base a variables sociodemográficas y temporales.

Resultados datos 1

El Cuadro 3 muestra el modelo que incluye la variable calidad del vino. La regresión es significativa en su conjunto, al igual que el coeficiente de puntaje. Se observa que la calidad efectivamente incide de manera positiva en el precio, ya que, en promedio, al aumentar en 1% el puntaje de un producto, el precio aumenta en un 8,2%. Sin embargo, la incidencia de esta variable en el precio es menor a la observada en otros atributos como la edad del vino, las cepas y los descriptores, entre otros.

⁹ Estuches: Productos ofrecidos en estuches de madera o cartón en donde se encuentran una o más botellas de vino.

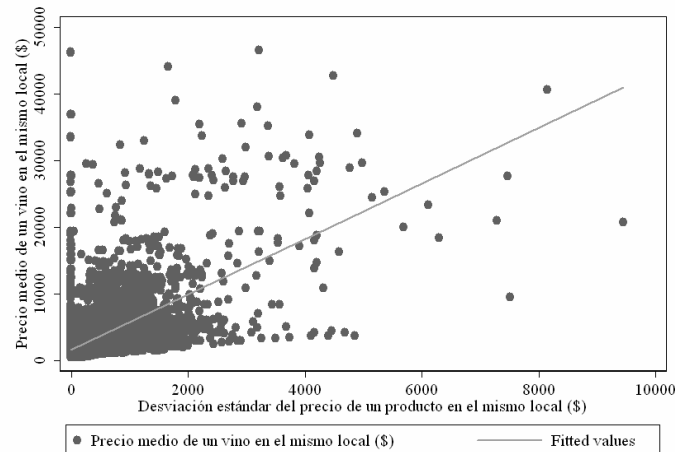


Figura 4. Relación entre la desviación estándar del precio (\$) y precio (\$) de los productos en el mismo local en el tiempo.

Cuadro 3. Modelo de puntajes según la revista CAV

Nº de Observaciones			214
R ²			0,470
Root MSE			0,416
Variable dependiente	Ln Precio		
Variab	Modelo de puntajes según la revista CAV		
Independientes	Coefficiente β		Error estándar
Edad vino (c)	0,197	**	(0,026)
Puntaje (c)	0,082	**	(0,011)
Constante	0,969		(0,951)
	F		Probabilidad
Tipo de cepa (b)	F(1, 199)	0,14	0,704
Nombre vino (b)	F(1, 199)	6,76	0,010
Cepa (b)	F(8, 199)	4,86	0,000
Descriptor (b)	F(2, 199)	1,84	0,162

Notas: Las variables independientes continuas se identifican con "(c)", mientras que las binarias con "(b)"; las significancias de las variables categóricas, se observan en la probabilidad asociada a una prueba de F; la significancia de las variables continuas se representan como: ** = Significativa al 95% *** = Significativa al 99%

Cabe destacar que la calidad de un vino, representada por la variable "puntaje", puede potencialmente tener un problema de endogeneidad, debido a errores de medición por parte de los catadores de un determinado producto. Sin embargo, se toma como supuesto que esto no es así, ya que las variaciones de los puntajes dados en cada vino son representativas de los distintos gustos de la población.

Por otro lado, debido a que en las degustaciones los enólogos conocen la variedad, valle de origen y rango de precios de cada vino, no es una cata totalmente a ciegas. Por lo tanto, los resultados pueden estar influenciados por este factor. Sin embargo, la distribución de puntajes se comporta de forma similar en los cuartiles de precios, a

excepción de los vinos mas caros, en donde se tiende a colocar una mayor puntuación a los productos. Por consiguiente, en general los rangos de precios no estarían afectando mayormente el puntaje.

En las Cuadros 4 y 5, se presentan dos modelos distintos (Modelo I y Modelo II), cuya principal diferencia es la variable que define la especificidad de la denominación de origen, ya que el primero lo hace de acuerdo al decreto 464 y el segundo según el valle de procedencia del vino, tal como aparece mencionado en la etiqueta.¹⁰

¹⁰ Ver Geve, 2005.

Cuadro 4. Resultados de Modelos de atributos e interacciones con comunas.

	Modelo I		Modelo II	
Nº de Observaciones	1.042		1.042	
R ²	0,346		0,407	
Root MSE	0,586		0,569	
Variable dependiente	Ln Precio			
VARIABLES INDEPENDIENTES	Modelo I		Modelo II	
	Coefficiente β	Error estándar	Coefficiente β	Error estándar
Edad vino (c)	0,117 **	(0,017)	0,112 **	(0,018)
Grado alcohólico (c)	0,315 **	(0,045)	0,276 **	(0,046)
Volumen (litros) (c)	0,020	(0,434)	-0,040	(0,440)
Porcentaje de hombres en la comuna (c)	-0,96 ***	(0,507)	-0,846 ***	(0,484)
Promedio de años de educación en la comuna (c)	-2,004 **	(0,626)	-1,643 **	(0,621)
Constante	75,679 **	(31,153)	65,73 **	(29,970)
	F (gl1,gl2)	Probabilidad	F (gl1,gl2)	Probabilidad
Sugerencia (b)	F(1, 981) 0,19	0,659	F(1, 946) 0,75	0,388
Color metálico en etiqueta (b)	F(1, 981) 7,87	0,005	F(1, 946) 7,72	0,006
Precio oferta (b)	F(1, 981) 2,18	0,14	F(1, 946) 1,66	0,198
Medallas (b)	F(1, 981) 3,24	0,072	F(1, 946) 1,09	0,297
Nombre vino (b)	F(1, 981) 2,79	0,095	F(1, 946) 1,76	0,185
Comuna (b)	F(0, 981) .	.	F(0, 946) .	.
Especificidad denom. origen (b)	F(5, 981) 2,25	0,048	-	-
Origen (b)	-	-	F(21, 946) 20,61	0,000
Color botella (b)	F(3, 981) 6,26	0,000	F(3, 946) 4,15	0,006
Cepa (b)	F(7, 981) 2,85	0,006	F(7, 946) 2,87	0,006
Descriptor (b)	F(4, 981) 7,68	0,000	F(4, 946) 6,81	0,000
Interacciones				
Cepa (b) - Comuna (b)				
La Florida	F(7, 981) 2,40	0,019	F(7, 946) 2,15	0,036
Santiago Centro	F(7, 981) 0,78	0,608	F(7, 946) 0,90	0,507
Total	F(14, 981) 1,66	0,058	F(14, 946) 1,58	0,078
Color botella (b) - Comuna (b)				
La Florida	F(3, 981) 6,02	0,001	F(3, 946) 4,47	0,004
Santiago Centro	F(2, 981) 3,42	0,033	F(2, 946) 2,75	0,065
Total	F(5, 981) 6,10	0,000	F(5, 946) 4,82	0,000
Especificidad denominación origen (b) - Comuna (b)				
La Florida	F(4, 981) 0,79	0,529	-	-
Santiago Centro	F(4, 981) 2,30	0,057	-	-
Total	F(8, 981) 1,74	0,085	-	-
Origen (b) - Supermercado (b)				
La Florida	-	-	F(15, 946) 1,36	0,158
Santiago Centro	-	-	F(12, 946) 2,57	0,002
Total	-	-	F(27, 946) 1,92	0,003
Volumen (c) - Comuna (b)				
Total	F(2, 981) 2,60	0,075	F(2, 946) 2,82	0,06
Grado alcohólico (c) - Comuna (b)				
Total	F(2, 981) 26,86	0,000	F(2, 946) 19,87	0,000

Fuente: Elaboración Propia, 2006. Notas: Las variables independientes continuas se identifican con "(c)", mientras que las binarias con "(b)"; las significancias de las variables categóricas, se observan en la probabilidad asociada a una prueba de F; las celdas en donde se presentan los signos "--" o "(-)", se debe al modelo no especificó dichas variables; la significancia de las variables continuas se representan como:

** = significativa al 95% *** = significativa al 99% .

Las categorías base para las variables binarias, son: sin sugerencia de consumo, sin color metálico en la etiqueta, sin precio de oferta, sin medallas, Las Condes, vino sin especificidad de la denominación de

origen, no se especifica origen, color de botella verde, sin cepa descrita, sin descriptor, respectivamente de acuerdo al orden del cuadro.

Cuadro 5. Resultados de Modelos de atributos con peso de botellas y sin interacciones.

	Modelo I		Modelo II			
Nº de Observaciones	403		403			
R ²	0,298		0,335			
Root MSE	0,515		0,506			
Variable dependiente	Ln Precio					
Variables independientes	Modelo I		Modelo II			
	Coficiente β	Error estándar	Coficiente β	Error estándar		
Edad vino (c)	0,064 **	(0,027)	0,059 **	(0,026)		
Grado alcohólico (c)	0,001	(0,002)	0,001	(0,002)		
Volumen (litros) (c)	8,534 ***	(4,789)	10,646 **	(5,025)		
Peso de botellas (g/cc) (c)	4,895 **	(1,274)	5,324 **	(1,308)		
Cuadrado del peso de botellas (g/cc) (c)	-2,994 **	(0,843)	-3,324 **	(0,856)		
Constante	-0,167	(3,377)	-2,465	(3,563)		
	F (gl1,gl2)	Probabilidad	F (gl1,gl2)	Probabilidad		
Sugerencia (b)	F(1, 374)	0,06	0,800	F(1, 366) 0,49	0,485	
Color metálico en etiqueta (b)	F(1, 374)	0,31	0,579	F(1, 366)	0,91	0,342
Precio oferta (b)	F(1, 374)	8,90	0,003	F(1, 366)	6,20	0,013
Medallas (b)	F(1, 374)	1,07	0,301	F(1, 366)	1,61	0,206
Nombre vino (b)	F(1, 374)	0,14	0,709	F(1, 366)	0,19	0,666
Especificidad denominación origen (b)	F(4, 374)	1,71	0,146	-	-	-
Origen (b)	-	-	-	F(12, 366)	3,24	0,000
Color botella (b)	F(3, 374)	0,92	0,431	F(3, 366)	0,86	0,46
Cepa (b)	F(7, 374)	1,20	0,303	F(7, 366)	2,21	0,033
Descriptor (b)	F(4, 374)	5,88	0,000	F(4, 366)	6,87	0,000
Prueba de F para el par de variables de peso de botellas	F(2, 374)	8,19	0,000	F(2, 366)	8,49	0,000

Notas: Las variables independientes continuas se identifican con "(c)", mientras que las binarias con "(b)"; las significancias de las variables categóricas, se observan en la probabilidad asociada a una prueba de F; la significancia de las variables continuas se representan como: ** = Significativa al 95% *** = Significativa al 99%

En general, los resultados observados son similares a los expuestos por Geve (2005). Sin embargo, en aquella investigación no se tomó en cuenta que la valoración de cada atributo puede cambiar entre comunas. La presente investigación demuestra que dicha valoración de atributos cambia entre mercados.

Las mayores discrepancias, en las valoraciones de atributos según las comunas, se encuentran en las cepas, el color de las botellas, ambas especificidades en la denominación de origen (Modelo I y II), volumen de las botellas y grado alcohólico, todas sobre la base de la comuna de

Las Condes. Con relación a las cepas, Santiago Centro no presenta una mayor diferencia en sus valoraciones en comparación a Las Condes, sin embargo, si existe en La Florida, con un 95% de significancia. Los colores de las botellas distintos al verde, presentan un mayor precio en el segmento ABC1. Sólo Santiago Centro tiene una valoración distinta a la presentada en Las Condes respecto a la especificidad de la denominación de origen. Esto se observa tanto en el Modelo I como en el II. El volumen de las botellas también presenta una valoración distinta sobre la base de Jumbo. De hecho, se valora más un aumento de este atributo en los niveles socioeconómicos C2 y

C3. Por último, se advierte que un incremento en la gradación alcohólica, tiene un menor valor en los segmentos C2 y C3 que en el ABC1.

El modelo en donde se comprueba la incidencia del peso de las botellas de vino en el precio es significativo en su conjunto, advirtiéndose un comportamiento cuadrático de la variable estudiada, ya que al aumentar el peso aumenta además el precio, pero en forma decreciente (ver tabla 5). Los pesos que maximizan la media del precio de los productos son de 0,8175 g/cc, en el Modelo I y 0,801 g/cc, en el Modelo II. Por su parte, si sólo se toma en cuenta las botellas de 750 cc, los pesos de las botellas con vino que maximizan el precio son de 1.368 g y 1.350 g, para los Modelo I y II respectivamente.

Resultados datos 2

El principal propósito del modelo expuesto en el Cuadro 6 es mostrar la incidencia de las variables sociodemográficas y temporales en la diferencia de precios entre comunas.¹¹ El modelo es significativo en su conjunto, correspondiendo a una regresión que señala la incidencia de atributos de los vinos, variables temporales mensuales y sociodemográficas comunales, en el logaritmo natural del precio medio mensual de los productos, en 87 locales a lo largo de Chile y durante los años 2004 y 2005.

Debido a lo observado en los resultados expuestos en el Cuadro 4 y a los atributos presentes en el Cuadro 6, la característica cepa debió tener un coeficiente distinto según las comunas en donde se venden los productos. Sin embargo, al realizar dicha regresión, la interacción cepa-comuna no fue significativa en su conjunto, es por esto que se optó por no incluirla. Se puede apreciar una baja contribución al precio de la mayor parte de las variables sociodemográficas y temporales, a pesar de la buena significancia de sus coeficientes. En base a estos resultados, se pueden responder las preguntas acerca de la incidencia del ingreso per cápita, el número de supermercados por Km² comunal y la variabilidad de los precios de los vinos en los locales en el tiempo en la diferencia de precios entre comunas:

- **Ingreso promedio per cápita comunal:** Es una variable significativa que incidió muy poco en el precio, ya su elasticidad es de 0,019%, evaluada en valor medio. Es por esto que las comunas con mayor poder adquisitivo, en general, presentan vinos con mayores precios.
- **Número de supermercados por Km² comunal:** Es una de las variables sociodemográficas que presenta el mayor aporte marginal a los precios de los vinos, a pesar de la baja correlación con el precio observado en el análisis descriptivo de los datos. No obstante, su elasticidad es baja, ya que al aumentar en un 1% el número de supermercados por km², se incrementa el precio en un 0,0027%, para valores medios. Por lo tanto, la densidad de supermercados comunales no incide en una competencia de precios entre tiendas dentro de las comunas, ya que esto disminuiría el precio observado.
- **Variabilidad de los precios de los vinos en los supermercados en el tiempo:** Al aumentar la variable en un 1% aumenta el precio observado en un 0,2512% para valores medios. Esto se debe a que al aumentar la variabilidad en los precios en el tiempo la nueva información adquirida por los consumidores se hace obsoleta rápidamente. Por lo tanto, los compradores no tienen incentivos en buscar mejores precios, lo cual estimula a las tiendas a aumentar el valor de sus vinos por sobre los de la competencia, ya que al hacer esto no disminuyen significativamente sus clientes.

Debido a que un mismo producto no presenta precios idénticos en los distintos locales dentro de cada comuna, se aplica el modelo de búsqueda en el Cuadro 7. En ella se toman en cuenta solamente 28 productos, los cuales se encontraron simultáneamente, en algún momento, a lo largo de los dos años de estudio en aquellas comunas con un índice de Herfindhal menor a 1. El modelo de búsqueda muestra el efecto de variables sociodemográficas en el rango intercuartil de precios medios mensuales, de un mismo producto, en cada comuna y a lo largo de los dos años de estudio. Su coeficiente de determinación es bajo (R^2), no obstante, según la prueba de F, el modelo es globalmente significativo, además de tener la mayor parte de los coeficientes significativamente distintos de cero.

¹¹ A la mayor parte de las variables sociodemográficas y temporales se les realizó una transformación de escala debido al bajo coeficiente alcanzado sin ellas.

Cuadro 6. Modelo de regresión que incluye atributos propios del vino, variables sociodemográficas y temporales.

Nº de Observaciones	647.464		
R ²	0,518		
Root MSE	0,418		
Variable dependiente	Ln Precio medio mensual		
Variab	Coefficientes de regresión		
Independientes	Coefficiente β	Error estándar	
Ingreso promedio per cápita comunal (pesos * 10⁻⁸) (c)	6,775**	(0,830)	
Número de años promedio de escolaridad por comuna (años * 10 ⁻⁴) (c)	-9,569	(6,172)	
Porcentaje del ingreso comunal destinado a vino mensual (% * 10 ⁻⁴) (c)	4,768**	(0,684)	
Número de supermercados por Km² por comuna (supermercados/ Km² * 10⁻²) (c)	3,325**	(0,601)	
Promedio del precio en la comuna en el tiempo (pesos * 10 ⁻⁴) (c)	1,421**	(0,035)	
Consumo per cápita promedio de los 2 años de estudio (número de vinos * 10 ⁻⁴) (c)	-7,472***	(4,000)	
Índice de Herfindhal * 10 ⁻² (c)	2,720**	(0,397)	
Tránsito por supermercado en cada comuna * 10 ⁻¹² (c)	2,686**	(0,677)	
Porcentaje de hombres en la comuna (% * 10 ⁻³) (c)	-3,900**	(0,466)	
Porcentaje de personas en las comunas con los rangos de edad (c)			
18 – 24 (% * 10 ⁻³)	-2,321**	(0,836)	
25 – 30 (% * 10 ⁻⁴)			
31 – 40 (% * 10 ⁻³)	-1,596**	(0,635)	
41 – 50 (% * 10 ⁻⁴)	-3,402	(4,327)	
51 o más (% * 10 ⁻⁴)	-9,773***	(5,103)	
Precio de gasolina mensual (pesos * 10 ⁻⁴) (c)	-4,069**	(0,512)	
Varianza del precio de la gasolina en el mes (pesos ² * 10 ⁻⁵) (c)	1,226**	(0,290)	
Desviación estándar del precio de los vinos en los supermercados (pesos * 10⁻³) (c)	1,291**	(0,013)	
Cantidad comprada de un producto (número de vinos * 10 ⁻⁴) (c)	-3,790**	(0,078)	
Constante	6,780**	(0,056)	
	F	Probabilidad	
Nombre vino (b)	F(1, 647392)	34,01	0,000
Orgánico (b)	F(1, 647392)	1834,20	0,000
Late Harvest (b)	F(1, 647392)	14111,50	0,000
Año (b)	F(1, 647392)	2670,96	0,000
Tipo de cepa (b)	F(2, 647392)	2046,37	0,000
Tipo de envase (b)	F(3, 647392)	3020,09	0,000
Cepa (b)	F(9, 647392)	1738,27	0,000
Región (b)	F(10, 647392)	21,20	0,000
Mes (b)	F(11, 647392)	139,97	0,000
Descriptor (b)	F(15, 647392)	2664,72	0,000

Notas: Las variables independientes continuas se identifican con "(c)", mientras que las binarias con "(b)"; las significancias de las variables categóricas, se observan en la probabilidad asociada a una prueba de F; la significancia de las variables continuas se representan como: ** = significativa al 95% *** = significativa al 99%. Las categorías base de las variables binarias (b) son: sin nombre, no orgánico, no late harvest, año 2004, vino blanco, envasado en tetra, blanco sin cepa descrita, región Metropolitana, mes de enero, y sin descriptor, respectivamente de acuerdo al orden presentado en la tabla.

Cuadro 7. Modelo de búsqueda de precios medios mensuales.

N° de Observaciones		10.091	
R2		0,104	
Root MSE		0,73492	
Variable dependiente	Ln (Rango intercuartil de precios medios mensuales)		
Variables independientes	Coefficientes del modelo de búsqueda		
	Coefficiente β	Error estándar	
Ingreso promedio per cápita comunal (pesos * 10-6) (c)	-1,954	**	(0,522)
Número de años promedio de escolaridad por comuna (años * 10-1) (c)	3,560	**	(0,745)
Porcentaje del ingreso comunal destinado a vino mensual (% * 10-2) (c)	2,023		(7,568)
Número de supermercados por Km ² por comuna (supermercados/ Km ²) (c)	-3,387	**	(0,603)
Consumo per cápita promedio de los 2 años de estudio (número de vinos* 10-2) (c)	9,572	**	(1,612)
Índice de Herfindhal * 10-1 (c)	2,389	**	(0,676)
Tránsito por supermercado en cada comuna * 10-11 (c)	-2,443		(4,216)
Porcentaje de hombres en la comuna (% * 10-2) (c)	-3,349	**	(1,312)
Porcentaje de personas en la comuna con el rango de edad (c)			
18 – 24 (% *10-1)			
25 –30 (%)	1,873	**	(0,838)
31 – 40 (%)	3,790	**	(1,500)
41 – 50 (%)	1,751	**	(0,860)
51 o más (% *10-1)	9,821		(10,197)
Precio de gasolina (pesos * 10-4) (c)	-2,113		(2,582)
Varianza del precio de la gasolina (pesos ² * 10-5) (c)	3,147		(3,317)
Desviación estándar del precio de los vinos en los supermercados (pesos * 10-2) (c)	1,270	**	(0,214)
Promedio del precio en la comuna en el tiempo (pesos * 10-5) (c)	8,487		(39,423)
Mediana del precio en la comuna en el tiempo (pesos * 10-4) (c)	-7,924		(5,634)
Tiempo (meses * 10-3) (c)	-7,364	**	(1,781)
Constante	-0,539		(1,826)

Notas: Las estimaciones reportadas son los coeficientes β ; los errores estándar están entre paréntesis; las variables independientes continuas se identifican con "(c)", mientras que las binarias con "(b)"; la significancia se representa como:

** = Significativa al 95%

*** = Significativa al 99%

La incidencia sobre la dispersión de precios comunales de las variables ingreso per cápita comunal, número de supermercados por km² en las comunas y variabilidad de los precios de los vinos en los locales en el tiempo es:

Ingreso per cápita comunal: La variable es significativa, indicando que las comunas con un mayor ingreso per cápita poseen una menor dispersión de precios en sus vinos, lo cual se

contrapona a lo concluido por Marvel (1976). No obstante, la variable entrega un aporte marginal al precio muy pequeño y una elasticidad evaluada en valor medio de solo -0,0000005, esto llama la atención, ya que según la literatura el ingreso es una de las variables que más inciden en el costo de búsqueda de cada consumidor en los mercados.

Número de supermercados por km² comunal: Es la variable que más aporta a la dispersión de

precios, indicando que al aumentar en un 1% disminuye la dispersión de precios en un 0,27%, para el valor medio. Esta variable es un proxy de la distancia que debe recorrer cada consumidor para realizar una nueva búsqueda, por lo tanto, al aumentar el número de supermercados por Km² comunal disminuye el costo de una búsqueda adicional. Esto incide a que las tiendas dentro de cada mercado igualen lo más posible sus precios, disminuyendo la dispersión de precios observada.

Variabilidad de los precios de los vinos en los locales en el tiempo: Esta variable temporal posee una baja incidencia en la dispersión de precios comunales observada, ya que al aumentar en un 1% aumenta la dispersión de precios en sólo un 0,068%, evaluada en valor medio. La variable aumenta la dispersión de precios debido a la obsolescencia de la información producida al cambiar los precios en el tiempo, lo cual disminuye el valor presente del ingreso marginal de una búsqueda adicional. De esta forma, los consumidores buscan menos nueva información, lo cual es un incentivo para que las tiendas tengan una mayor dispersión de precios.

CONCLUSIONES

El precio de los vinos ha sido explicado a través de modelos hedónicos, tanto dentro como fuera de Chile. Sin embargo, estos estudios no han incorporado en estos modelos la característica peso de las botellas. Adicionalmente, en Chile no han habido resultados satisfactorios sobre la incidencia de la calidad de un vino (variable sensorial) en el precio observado. El presente estudio arrojó resultados concluyentes acerca de estos atributos.

Se estableció una relación positiva entre el precio medio de un producto y su calidad, no obstante, la incidencia en el precio de este atributo es menor a la encontrada por otras características más objetivas, como la cepa, los descriptores, su edad, entre otros, lo cual confirma lo expuesto por Lecocq y Visser en el año 2003. Se debe tener cuidado en este punto ya que en los modelos hedónicos en los cuales se relaciona la calidad de un vino con su precio, pueden tener un potencial problema de endogeneidad, que en la investigación se supuso que no ha existido.

El incremento del peso de las botellas aumenta el precio en forma decreciente, ya que presenta un

comportamiento cuadrático, por lo tanto, existe un peso de botella que maximiza el precio. Para botellas de cualquier volumen el óptimo se encuentra cercano a los 0,8 gramos de botella por centímetro cúbico de vino. Por su parte, para las presentaciones de 750 cc, que representan el 86,68 % de la muestra, el peso total de las botellas con vino que maximiza el precio se encuentra cercano a los 1.350 gramos.

Por otro lado, se descubrió que un mismo producto presenta distintos precios dependiendo del lugar en donde se venda. Para explicar esta diferencia, se aplicaron modelos que mostraron el efecto en el precio de los productos y en su dispersión comunal de variables sociodemográficas, como el ingreso per cápita y el número de supermercados por Km², y temporales, como la variabilidad del precio de los productos en un local.

La mayor parte de las variables sociodemográficas comunales incidieron en forma significativa en el precio de los vinos, tanto entre comunas como dentro de ellas. Sin embargo, el ingreso per cápita no tuvo el efecto esperado, ya que su aporte sobre el precio es muy pequeño y, a su vez, negativa en la dispersión de precios en las comunas, lo cual se contrapone a lo concluido por Marvel (1976). Por lo tanto, el costo alternativo del tiempo de búsqueda de un mejor precio no se refleja mayormente en esta variable.

La variable sociodemográfica con mayor incidencia, tanto en el precio observado como en su dispersión comunal, es el número de supermercados por Km², a pesar de la baja correlación de esta variable con el precio. Esto no apoya lo concluido por Aalto-Setälä en el año 2003, lo cual se puede deber a que posiblemente el costo de búsqueda disminuye con el aumento en el número de vendedores, debido a la menor distancia que deben recorrer los consumidores para ejercerla. No obstante, la conclusión realizada sobre esta variable, debe tomarse con cautela, ya que es solo una aproximación al valor real, debido a que solo se tomó en cuenta una cadena de supermercados, lo cual puede acarrear un problema de endogeneidad.

Por otro lado, dentro de las variables que cambian en el tiempo, la variación del precio de un producto en un local influye significativamente tanto en el precio observado como en su

dispersión comunal. Mientras menos constantes son los precios a través del tiempo, disminuye el valor presente del beneficio marginal de esa información, por lo que los clientes no buscan mejores valores, desincentivando la competencia entre las tiendas para atraer un mayor número de clientes, lo cual estaría aumentando los precios y su dispersión en las comunas.

Al realizar una comparación entre el aporte porcentual de los atributos propios de los vinos y aquellos sociodemográficos y temporales, se pudo concluir que los primeros explican la mayor parte de la diferencia de precios observada. Las variables sociodemográficas y temporales, pese a tener una buena significancia en los modelos, en general, no juegan un rol demasiado importante.

En síntesis, este estudio confirma que la calidad del vino afecta positivamente en el valor observado y el peso de las botellas tiene una incidencia positiva pero decreciente en el precio. Por su parte, el ingreso per cápita no influye mayormente en el precio, pero si lo hacen la densidad de supermercados comunales y la variabilidad del precio de los productos en los locales en el tiempo.

Se ha explicado el precio de un vino a través de los atributos que éste posee, de las características sociodemográficas comunales del lugar en donde se vende y de las variables temporales mensuales. Por esto, sería interesante explicarlo, además, a través de las características sociodemográficas de los consumidores, por medio de encuestas en el lugar de compra. Adicionalmente, el estudio del efecto de las variables sensoriales de los vinos chilenos en el precio se podría ampliar, agregando atributos tales como intensidad y fineza del aroma, color, astringencia, acidez, entre otros. Por último, el modelo de búsqueda aquí realizado podría efectuarse en vinos de tiendas especializadas, ya que los clientes se dirigen a ellas a comprar específicamente este tipo de productos.

RESUMEN

Muchos estudios han utilizado la metodología de los precios hedónicos para explicar el efecto de los atributos propios de los vinos en el precio. Sin embargo, no se ha encontrado en Chile un estudio satisfactorio que incluya el efecto de la calidad, y en el mundo una publicación que contenga la

incidencia del peso de las botellas. Por otro lado, vinos idénticos no tienen iguales precios, tanto entre las comunas en donde se venden como también dentro de ellas. Las variables más interesantes que explicarían esta diferencia son el ingreso per cápita, el número de supermercados en las comunas y la variación del precio de un producto vendido en un local, en el tiempo. Los resultados, señalan que la calidad de un producto afecta positivamente en el precio de los vinos y el peso de las botellas tiene una incidencia positiva, pero decreciente en el valor observado. Por su parte, el ingreso per cápita no influye mayormente en las diferencias de precio, pero si lo hacen la densidad de supermercados comunales y la variabilidad del precio de los productos en los locales, en el tiempo.

Palabras clave: Precios Hedonicos, vino, supermercados

LITERATURA CITADA

- Aalto-Setälä, V. 2003. Explaining Price Dispersion for Homogeneous Grocery Products. *Journal of Agricultural and Food Industrial Organization*, 1(9).
- Carlson, J. and McAfee, R. 1983. Discrete Equilibrium Price Dispersion. *The Journal of Political Economy*, 91(3), 480-493.
- Gergaud, O. 1998. Estimation d'une fonction de prix hédonistiques pour le vin de Champagne. *Economie et Prévision*, 136, 93-105.
- Geve, A. 2005. Valoración hedónica y análisis de atributos de vinos en botellas ofertados en supermercados en Santiago de Chile. Tesis de grado, Facultad de Agronomía e Ingeniería Forestal, Pontificia Universidad Católica de Chile. Santiago, Chile.
- La Cav. 2004a. Los mejores del 2004. Santiago, Chile. Diciembre 2004. 5(87).
- La Cav. 2004b. Mesa de Cata. Santiago, Chile. Octubre 2004. 5(85).
- Lecocq, S., and M. Visser 2003. What Determines Wine Prices: Objective vs. Sensory Characteristics. *Journal of Wine Economics*, 1(1), 42-56.
- Marvel, H. 1976. The economics of information and retail gasoline prices behavior: An empirical analysis. *The journal of political economy*, 84(5), 1033-1060.
- Melo, O. Buzeta, J. E. y Marshall, M. B. 2004. Determinantes del precio del vino en el

- mercado chileno: un estudio de precios hedónicos. *Economía Agraria*, 9, 58-73.
- Oczkowski, E. 1994. A Hedonic Price Function for Australian Premium Wine. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 38, 93-110.
- Rosen, S. 1974. Hedonics Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal Political Economy*, 82, 34-55.
- Sorensen, A. 2001. An Empirical Model of Heterogeneous Consumer Search for Retail Prescription Drugs. NBER Working Paper W8548, University of California.
- Stigler, J. 1961. The economics of information. *The journal of political economy*, 69(3), 213-225.
- Varian, H. 1980. A model of sales. *The American economic review*, 70(4), 651-659.
- Virraude, A. 2006. "Nuestro objetivo no es el volumen, sino la calidad". Administración y Economía UC. [Consultado el 13 Octubre, 2006].
http://www.ayauc.cl/Revista58/entrevista2_58.htm.
- White, H. 1980. "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity." *Econometrica* 48, 817-838