

## Economías de escala en la industria del vino de exportación en Chile

Ricardo Marchant\*, Marcos Mora y Nicolás Magner

Departamento de Economía Agraria, Facultad de Ciencias Agronómicas Universidad de Chile.  
Casilla 1004 Santiago.

\* Autor para correspondencia: econagra@uchile.cl

### Abstract

**R. Marchant, M. Mora and N. Magner. Scale Economies in the Wine Export Sector of Chile.** The wine sector has experienced a deep transformation of its technological processes and its commercial strategy that emphasizes the wine sale in the international markets. It is for this reason that it is important to evaluate the competitiveness of the industry in relation to the behavior of its average costs and the export levels, since they constitute the structural base of the commercial strategy. The objective of this investigation is to characterize the type of yields of scale that the exporting wine industry presents. For it, the cost to exports elasticity was estimated through an econometric model, elaborated from the trans-logarithmic cost function, and under the assumption of maximization of the benefit for the firms of the industry, for period 1981 - 2005. A cost-exports elasticity of 5,5 was determined, together with an export-factors (capital and labour) elasticity of 0,18, with which it is concluded that the sector presents diseconomies of scale.

**Key words:** Trans-logarithmic costs, Scale economies, Wine exports.

### INTRODUCCION

La industria vitivinícola nacional ha experimentado un importante crecimiento, lo que la ubica dentro de los sectores con mejor desempeño en los últimos años en Chile. Tal desempeño se explica por la expansión de la superficie plantada y el crecimiento de los valores totales exportados. La base vitícola de la industria está constituida por 119 mil hectáreas plantadas con variedades tintas y blancas (SAG, 2004). En relación a las exportaciones de vino chileno, es relevante destacar el importante aumento en términos del valor total exportado, el cual, entre los años 2000 y 2004, experimentó un incremento del 45,31%, llegando a los 843 millones de dólares. De la misma forma, los vinos con denominación de origen también muestran un incremento en su exportación, representando, en el año 2004, el 77,08% del total de retorno producto de la exportación de vino.

Por otra parte, esta industria presenta alta concentración de la oferta, tanto la destinada a consumo interno, como en la orientada hacia las exportaciones (Vargas y Foster, 2000). La concentración en una industria genera las condiciones para una reducción en los costos medios de producción, relacionado con la existencia de economías de escala en el proceso productivo y, eventualmente, para la aplicación de un precio superior al costo marginal de

producción (Carlton y Perloff, 2000). En consecuencia, la concentración puede derivar en condiciones de mayor eficiencia productiva, que se reflejará en menores costos de producción. Esta puede ser una estrategia seguida por las empresas de una industria. Según Kotler (1999), es posible identificar en una industria la aplicación de tres estrategias genéricas, que determinan el desempeño sobre el promedio del sector industrial: liderazgo en costos; diferenciación de producto y enfoque a nicho de mercado (Porter, 1987). Por ello, resulta de interés para los analistas sectoriales identificar el tipo de estrategia predominante en una industria, por cuanto de ella depende, en gran parte, la consolidación del sector en el mercado externo.

Esta investigación tiene por objetivo identificar el tipo de rendimientos a escala que presenta el sector vinícola de exportación considerado en su conjunto, y discutir el resultado en relación con la competitividad del sector.

### MODELO TEORICO

#### Economías de escala

Las economías de escala se observan en aquellos procesos productivos en los cuales el incremento en 1% en la utilización de todos los factores en la función de producción genera una

respuesta en la producción mayor al 1% (Varian, 1992). Perloff (2004), señala que las formas de las curvas de costo medio y marginal dependen de la forma que tenga la curva del costo a largo plazo. Para representar estas relaciones, se asume que una curva de costos de largo plazo de una empresa competitiva típica, tiene una curva de costos medios en forma convexa. Los rendimientos de escala de la función de producción son una condición suficiente, pero no necesaria, para que la curva del costo medio exhiba economías de escala. A largo plazo, una empresa puede alterar la relación de capital y trabajo que utiliza a medida que va aumentando su producción. Por tanto, la empresa podría tener economías de escala, sin tener rendimientos a escala decrecientes en la producción (Gravelle y Ree, 2006).

Una investigación realizada en industrias manufactureras canadienses por Robidoux y Lester (1992), estima que las formas de las curvas de costo medio convexas son la excepción y no la regla, y que casi la tercera parte de estas curvas de costo medio tienen forma de L. Norman (1979) investigó la industria del cemento de Estados Unidos, estimando una curva de costos medios en forma de L, donde el costo medio disminuye en forma asintótica. Jha, *et al.* (1991) también han encontrado economías de escala en las fábricas indias de cemento, cal y escayola, estimando que un incremento de la producción de la fábrica del 1% reduce el costo medio en 0,14%. La identificación y estimación econométrica de las economías de escala se ha realizado utilizando una función de costos translogarítmica sobre datos de panel, que relacionan tamaños de planta y variables relacionadas con la tecnología, haciendo énfasis en la elasticidad costo a nivel de producción, como en MacDonald y Ollinger (2000) y Ollinger *et al.* (2005). Esta forma funcional es flexible, y bajo determinadas restricciones sobre sus coeficientes, puede representar varias formas funcionales, y se puede aplicar a empresas multiproductos. Igualmente, Ogunyinka y Featherstone (2003) llegan a esta conclusión después de estimar un modelo de costo de producción generalizado de Box-Cox, aplicado a productos e insumos agropecuarios en EE.UU. Por otra parte, Coffey y Featherstone (2004), emplean técnicas no paramétricas para la estimación de economías de escala sobre datos en sección cruzada, fundamentalmente

porque no es necesario restringir la tecnología utilizada a una forma funcional específica.

Por hipótesis de comportamiento empresarial competitivo, podemos aceptar que en toda empresa se asignan los recursos en forma eficiente, de modo que se puede asumir que en ellas se maximiza el beneficio en relación a la cantidad producida (Varian 1992). De esta manera, tenemos que una empresa representativa de la industria, producirá cuando el precio de mercado sea igual al costo marginal de producción y superior (en el margen) al costo medio variable. Una de las condiciones teóricas para que un mercado responda a condiciones de competencia, es que la tecnología prevaleciente en la industria, presente rendimientos constantes a escala, de modo que las empresas por sí mismas no influirán en el precio de equilibrio (Varian, 1992).

Para visualizar las condiciones que deben darse para que una industria opere (en el agregado) en una fase de economía de escala, formalmente se puede relacionar los indicadores de productividad, que surgen de una función de producción dada, y las funciones de costos. Así, si se define la función de producción de la industria como:  $Y = f(L, K)$  y, para el corto plazo, sus indicadores de productividad como,

$$PMg_L = \frac{\partial Y}{\partial L} \quad \text{y} \quad PMe_L = \frac{Y}{L},$$

entonces la elasticidad producto-factor se define como

$$\varepsilon_{Y/L} = \frac{PMg_L}{PMe_L}.$$

Ahora, se puede expresar la relación anterior en términos de costo marginal y de costo medio, sabiendo que

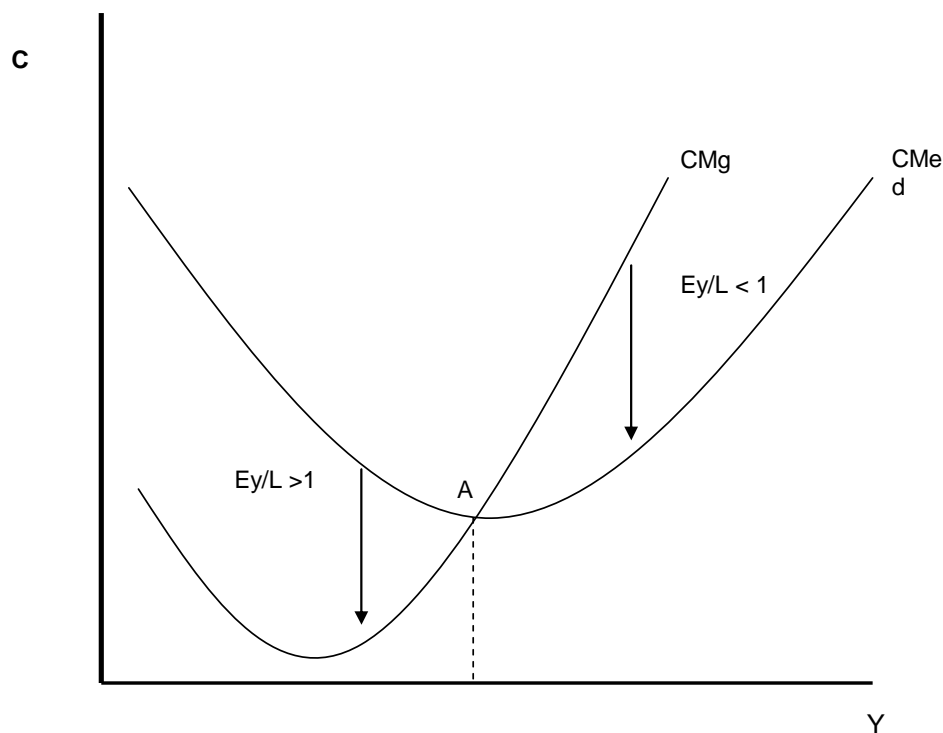
$$CMg = \frac{w}{PMg_L},$$

donde  $w$  es el precio del factor, y  $CMed = \frac{w}{PMe_L}$ . Con estas

definiciones podemos expresar la elasticidad producto-factor, en términos de costos, como:

$$\varepsilon_{Y/L} = \frac{CMe}{CMg}.$$

Un corolario de la relación anterior es que cuando  $CMg = CMed$ , entonces la elasticidad producto-factor es igual a 1. Ahora, si se ilustra la situación de las curvas de costos de largo plazo, la curva de costo marginal y la curva de costos medios (envolvente), se tiene:



**Figura 1.** Costos de producción de largo plazo.

En el tramo decreciente de costo medio que exhibe economías de escala, la curva de costo marginal puede tener pendiente negativa y, pasado un cierto punto, positiva. Sin embargo, en todo el tramo la elasticidad producto-factor es mayor que 1. Estas son las condiciones que deben cumplirse para verificar que la industria presenta economías de escala en su proceso. Si la función de costos translogarítmica nos proporciona la elasticidad costo-producto, de manera

$$\varepsilon_{c/Y} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y} = \frac{\partial C}{\partial Y} \frac{Y}{C} = \frac{CMg}{CMe_d}, \quad \text{el}$$

recíproco de esta expresión nos entrega la elasticidad producto-factor, elemento con el cual se puede probar la hipótesis de economías de escala si su nivel es mayor a 1, sea cual sea la pendiente de la curva de costo marginal.

#### **Función de costos translogarítmica**

Para estimar funciones de costos, la mayoría de los estudios empíricos realizan una aproximación utilizando formas funcionales flexibles. Se trata de aproximaciones de Taylor que permiten obtener expresiones para la función de costos sin imponer ninguno de los requisitos tecnológicos que se requieren para utilizar funciones de producción convencionales (Cobb-Douglas, CES, etc.).

De acuerdo con lo anterior, las formas funcionales flexibles permiten trabajar con funciones de costos más cercanas a las tecnologías del mundo real, y permiten realizar análisis de segundo orden, derivando la función de costos, obtener las demandas de factores de producción, las elasticidades de los mismos respecto a sus precios, o características de las funciones de producción o beneficio subyacentes. Para estimar el tipo de economías de escala en la industria del vino de exportación se utiliza la forma funcional translogarítmica. Esta forma funcional comienza a utilizarse en la literatura a partir de los años ochenta, pues impone menos restricciones que la función de costos logarítmica asociada a la función de producción Cobb-Douglas.

La función de costos translogarítmica puede ser visualizada como una aproximación logarítmica de la serie de Taylor de segundo orden. Es no homotética, es decir, la tasa de factores de mínimo costo depende del nivel de producción. La función de costos translogarítmica se puede expresar como:

$$\ln C = k + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln P_i + \frac{1}{2} * \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln P_i \ln P_j + \beta_y \ln Y + \frac{1}{2} \beta_{yy} (\ln Y)^2 + \sum_{i=1}^n \beta_{iy} \ln P_i \ln Y$$

Donde  $P_i$  es el precio del factor  $i$  (mano de obra, energía, precio de la uva, etc.) e  $Y$  es el nivel de exportación de la industria;  $P_j$ , el precio de otros factores.

### MODELO EMPIRICO

En esta investigación se asume que la función de beneficio de la empresa representativa del sector vinícola de exportación, se expresa en tasas de variación de modo que:  $\text{Ln}\pi = \text{LnIT} - \text{LnCT}$ . Se define la tasa de variación del ingreso como

$$\text{LnCT} = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}r + \beta_2 \text{Ln}w + \beta_3 \text{Ln}Y + \beta_4 \text{Ln}r \text{Ln}Y + \beta_5 \text{Ln}w \text{Ln}Y + 0,5\beta_6 (\text{Ln}Y)^2 + \beta_7 \text{Ln}r \text{Ln}w \quad (1)$$

En este caso se ha incorporado el precio de dos factores, capital y trabajo, que eventualmente pueden exhibir rendimientos decrecientes. Dichos precios son la tasa de interés ( $r$ ) y las remuneraciones ( $w$ ), y el nivel de las exportaciones sectoriales. Si se maximiza la tasa de variación del beneficio respecto de la tasa de variación del volumen exportado, tendremos:

$$\frac{\partial \text{Ln}\pi}{\partial \text{Ln}Y} = \frac{\partial \text{LnIT}}{\partial \text{Ln}Y} - \frac{\partial \text{LnCT}}{\partial \text{Ln}Y} = 0$$

Dada la definición de los componentes de la función de beneficio, tendremos:

$$1 + \text{Ln}Px = \frac{\partial \text{LnCT}}{\partial \text{Ln}Y}, \text{ lo que equivale a,}$$

$$\text{Ln}Px = \frac{\partial \text{LnCT}}{\partial \text{Ln}Y} - 1$$

Esto implica que la tasa de variación en el precio de exportación debe ser igual a la elasticidad costo-exportación, menos una unidad. Entonces la igualdad anterior queda especificada como:

$$\text{Ln}Px = (\beta_3 - 1) + \beta_4 \text{Ln}r + \beta_5 \text{Ln}w + \beta_6 \text{Ln}Y \quad (2)$$

$\text{LnIT} = \text{Ln}Px + \text{Ln}Y + \text{Ln}Px \text{Ln}Y$ , es decir, corresponde al efecto individual de las variaciones de precio y de cantidad exportada, más un efecto interacción entre ambas variables, en tanto que  $\text{LnCT}$  corresponde a la función de costos translogaritmica, que para este caso corresponde a:

En consecuencia, el modelo econométrico a estimar será:

$$\text{Ln}Px = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln}r + \alpha_2 \text{Ln}w + \alpha_3 \text{Ln}Y + \varepsilon_t \quad (3)$$

La existencia de rendimientos a escala creciente se verifica cuando la variación en el costo total respecto de la variación en la producción, la elasticidad costo-exportación, es negativa o positiva, siempre que la elasticidad producto-factor sea mayor a 1. Dado que el resultado de la estimación genera una expresión no homotética, ya que la elasticidad referida queda en función del volumen de exportaciones, a partir de la estimación econométrica, la estimación de rendimientos a escala se realizará considerando las medias de las variables incluidas en la estimación.

Las variables del modelo corresponden al precio FOB de exportación (agregado) de vino, la cantidad de vino exportado (agregado), el índice de remuneraciones del sector industrial, y la tasa de interés de colocaciones de corto plazo, en el período 1981 - 2005. En el Cuadro 1 se presentan las características estadísticas de las series utilizadas.

**Cuadro 1.** Descriptores estadísticos de las variables del modelo 1981-2005

	Log precio FOB del vino	Log volumen exportado	Log tasa de interés	Log índice de remuneraciones
Promedio	5,4917	3,6158	6,6025	10,9918
Mediana	5,5529	3,6113	6,7487	11,3254
Máximo	5,7745	5,4909	7,4348	11,3254
Mínimo	5,2149	1,6152	3,7612	9,1047
Desv. Estandar	0,1827	1,3541	0,6978	1,0423
Skewness	-0,1312	-0,1098	-2,8299	-0,5746
Curtosis	1,5893	1,5438	12,2251	1,8949
Jarque-Bera	2,1445	2,2589	122,0197	2,6481
Probabilidad	0,342	0,323	0,000	0,2660
Observaciones	25	25	25	25

## RESULTADOS Y DISCUSION

### Prueba de presencia de raíz unitaria en las variables utilizadas

La prueba de raíz unitaria permite minimizar el problema de las relaciones espúreas en un modelo, en los cuales las variables comparten las características de una serie de tiempo no estacionaria, encubriendo la verdadera intensidad de la relación.

El precio del vino exportado ( $\text{LnPx}$ ), la cantidad de vino exportada ( $\text{LnQx}$ ), la tasa de interés de colocaciones ( $\text{Ln r}$ ), y el índice de remuneraciones en el sector industrial ( $\text{Ln w}$ ), resultaron estacionarias en su primera y segunda diferencia. En consecuencia, todas las series fueron integradas de orden uno y dos.

**Cuadro 2.** Orden de integración de las variables del modelo.

Variable	Número de rezagos	Efectos determinísticos	ADF Test	Valor crítico Mackinnon	Ho: hay raíces unitarias	Orden de integración
$\text{LnPx}$	1	Constante, tendencia	-3,48	-3,25 (10%)	Se rechaza	I(1)
$\text{LnQx}$	0	Constante, Tendencia	-4,66	-4,44 (1%)	Se rechaza	I(2)
$\text{Lnr}$	0	Constante, tendencia.	-6,37	-4,44 (1%)	Se rechaza	I(1)
$\text{Lnw}$	0	Constante, tendencia	-6,99	-3,98 (1%)	Se rechaza	I(1)

### Estimación del modelo

El modelo estimado mostró un coeficiente de determinación de 91,4%, y un nivel de 53,4 en el estadístico F, mostrando que el conjunto de coeficientes del modelo es diferente de cero. El estadístico de Durbin-Watson no fue concluyente para probar o rechazar la hipótesis de autocorrelación en el término de error, ya que éste se ubicó en el intervalo de los valores dado por tabla, de 1,04 y 1,77, para 25 observaciones y 4 coeficientes estimados. Por otra parte, los coeficientes individuales resultaron

significativos, a excepción del correspondiente a la variable índice de remuneraciones del sector industrial.

La prueba de presencia de raíz unitaria (Cuadro 4) aplicada al vector de residuos permitió rechazar la hipótesis de presencia de raíz unitaria en el 5% de significancia, lo cual indica la presencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables del modelo, es decir, éstas están cointegradas.

**Cuadro 3.** Resultados de la estimación del modelo

Dependent Variable: LPX				
Method: Least Squares				
Simple: 1981 2005				
Included observations: 25				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.102463	0.367027	13.90213	0.0000
LW	-0.062092	0.040478	-1.533958	0.1407
LR	0.063896	0.020251	3.155201	0.0050
LQ	0.182308	0.031765	5.739351	0.0000
D1	-0.232065	0.060723	-3.821667	0.0011
R-squared	0.914489	Mean dependent var		5.491758
Adjusted R-squared	0.897387	S.D. dependent var		0.182751
S.E. of regression	0.058541	Akaike info criterion		-2.661319
Sum squared resid	0.068541	Schwarz criterion		-2.417544
Log likelihood	38.26649	F-statistic		53.47193
Durbin-Watson stat	1.556667	Prob(F-statistic)		0.000000

**Cuadro 4.** Prueba de raíz unitaria a los residuos del modelo

ADF Test Statistic	-3.662523	1% Critical Value*	-4.3942
		5% Critical Value	-3.6118
		10% Critical Value	-3.2418

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID01A)

Method: Least Squares

Simple(adjusted): 1982 2005

Included observations: 24 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01A(-1)	-0.810064	0.221176	-3.662523	0.0015
C	-0.000454	0.023388	-0.019393	0.9847
@TREND(1981)	-0.000139	0.001638	-0.084668	0.9333
R-squared	0.390674	Mean dependent var		-0.004633
Adjusted R-squared	0.332643	S.D. dependent var		0.067945
S.E. of regression	0.055506	Akaike info criterion		-2.828191
Sum squared resid	0.064699	Schwarz criterion		-2.680934
Log likelihood	36.93829	F-statistic		6.732144
Durbin-Watson stat	1.945060	Prob(F-statistic)		0.005507

#### Rendimiento a escala en los valores medios

Al considerar los valores medios de las variables del modelo (Cuadro 1) y los coeficientes estimados (Cuadro 3), se obtiene un valor de 5,5 para la elasticidad costo-exportaciones, con lo cual el proceso se ubica en el tramo creciente de la curva de costo marginal. Por otra parte, el recíproco de este valor proporciona el valor de la elasticidad producto-factor, la que se estimó en 0,181. Esto sugiere que la industria de vino para la exportación está operando en el tramo de deseconomías de escala. En otras palabras, el incremento en la utilización de capital y trabajo en 1%, sólo incrementa el volumen para exportación en 0,181%. Si se considera que el 75% de la

producción se orienta a las exportaciones, este resultado no es concluyente en relación con la estrategia genérica dominante empleada en el sector. Es decir, pueden coexistir diversas estrategias en la industria exportadora, una de las cuales puede ser liderazgo en costos. Aun sí, la estimación sugiere que la industria en su conjunto está en el tramo de altos costos medios relativos. Este hecho puede indicar la existencia de procesos ineficientes, dada la escala de exportación, o bien la existencia de estrategias de diferenciación de producto, que incurriendo en altos costos, apunta a obtener los mayores precios en el mercado internacional.

En la perspectiva de representar a la industria de vino de exportación, el incremento en los costos asociado a un incremento en el volumen de exportación podría asociarse a una situación de diseconomías externas en algunos de los factores considerados. Esto es, que el precio de los factores se incrementan ante una expansión de la industria que los requiere (demanda derivada).

La cifra de elasticidad costo-producción se compara con la reportada para la industria de la carne de cerdo por MacDonald y Ollinger (2000), que para el caso de EE.UU. fue de 0,92; y para el mismo mercado, de 0,98 en Ollinger, *et al* (2005). Por otra parte, de acuerdo a los coeficientes estimados se puede afirmar que la elasticidad costo-exportación estimada es no homotética, es decir, depende del nivel de exportaciones, ya que el coeficiente -0,18, que acompaña a  $\ln Y$ , es distinto de cero (Cuadro 4). Por otra parte, si se observa el coeficiente relacionado con la interacción entre el volumen de exportaciones y el nivel de salarios en la industria, se puede concluir que los mayores volúmenes de exportaciones no impactaron al nivel de salarios en la industria, ya que dicho coeficiente (-0,062) es estadísticamente igual a cero. En cambio, el coeficiente de interacción entre el nivel de las exportaciones y la tasa de interés mostró un incremento (0,0638), valor distinto de cero. Este hecho sugiere que la industria ha incrementado la demanda por activos fijos, en la forma de inversiones y, probablemente, en recursos financieros, enfrentando diseconomías externas en el mercado de dichos activos.

## CONCLUSIONES

Utilizando una función de costos translogarítmica evaluada en los valores medios, el sector exportador de vino chileno presentó una elasticidad costo-producto de 5,5 y una elasticidad producto-factor de 0,181.

La industria del vino de exportación opera en un tramo de costos medios crecientes en el largo plazo, evidencia de pérdida de eficiencia en el proceso, o bien de dominio de una estrategia de diferenciación de producto, que apunta a obtener altos precios en el mercado internacional.

De acuerdo a la estructura del modelo utilizado, en el incremento de los costos de la industria de exportaciones de vino, las variaciones de salarios no tienen efecto. En cambio sí las

variaciones de la tasa de interés, dado que en el sector se evidencia un efecto de diseconomías externas, en el contexto de una mayor demanda por inversiones.

En la situación de diseconomías de escala en la cual ha operado la industria de exportaciones de vino, en el período de análisis, es posible que las cantidades utilizadas de factor trabajo y de factor capital tengan un mayor efecto en los costos que el precio de los mismos. Esto explicaría el bajo nivel de productividad marginal de la variación simultánea de ambos factores. En consecuencia, una recomendación para la industria es reducir la utilización de trabajo y de capital, dada la tecnología actualmente en aplicación.

## RESUMEN

El sector vitivinícola ha experimentado una profunda transformación de sus procesos tecnológicos y de su orientación comercial, que enfatiza la venta de vino en los mercados internacionales. Es por ello que resulta relevante evaluar la competitividad de la industria en relación con el comportamiento de sus costos medios y los niveles de exportación, dado que constituyen la base estructural de esta orientación comercial. La investigación tiene como objetivo caracterizar el tipo de rendimientos a escala que presenta la industria exportadora de vino. Para ello, se estimó la elasticidad costo a exportaciones a través de un modelo econométrico, elaborado a partir de la función de costos translogarítmica, y bajo el supuesto de maximización del beneficio en las empresas participantes de la industria, para el período 1981–2005. Se encontró una elasticidad costo-exportaciones de 5,5 y una elasticidad exportación-factores (capital y trabajo) de 0,18, con lo cual se concluye que el sector presenta diseconomías de escala.

**Palabras clave:** Costos translogarítmicos, Economías de escala, Exportaciones de vino.

## LITERATURA CITADA

- Amir, R. 2002. Market Structure, Scale Economies and Industry Performance. Discussion paper. University of Copenhagen. Institute of Economics.
- Carlton, W. and J. Perloff. 2000. Modern Industrial Organization. Third Edition. Ed. Addison–Wesley. 780 pp.

- Coffey, B. and A. Featherstone. 2004. Nonparametric Estimation of Multiproduct and Product-Specific Economies of Scale. Select paper SAEA Annual Meeting.
- Gravelle, H. y R. Rees. (2006). Microeconomía. Ed. Pearson. Tercera Edición. Madrid. España.
- Jhan, R., M. Murty, S. Paul, y B. Sahni. 1991. Cost Structure of the Indian Cement Industry. *Journal of Economics Studies*. 8(4): 59 – 67.
- Kotler, P. 1998. Dirección de marketing. Prentice Hall. Ciudad de México, México. 792pp.
- MacDonald, J. and M. Ollinger. 2000. Scale Economies and Consolidation in Hog Slaughter. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 82: 334-346.
- Morrison, C. 1999. Cost Economies and Market Power: The Case of the U.S. Meat Packing Industry. Department of Agricultural and Resources Economics. University of California.
- Norman, G. 1979. Economies of Scale in the Cements. *Journal of Industrial Economics*. 27(4): 317 – 337.
- Ogunyinka E., A. Featherstone. 2003. On the Choice of Functional Forms in the Measurement of Scale and Scope Economies: Generalized Box-Cox and Composite Cost Function. Selected paper for presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting. Alabama.
- Ollinger M., J. MacDonald J and M. Madison. 2005. Technological Change and Economies of Scale in U.S. Poultry Processing. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 87 (1):116-129.
- Panzar J. 1989. Technological Determinants of Firm and Industry Structure. In Schmalensee R. *Handbook of Industrial Organization*. Volume 1. Elsevier.
- Perloff, J. 2004. Microeconomía. Ed. Pearson. Tercera Edición. Madrid. España.
- Porter, M. 1987. Ventaja competitiva: creación y sostenimiento de un desempeño superior. CECSA. Ciudad de México, México. 459pp.
- Robidoux, B., y J. Lester. 1992. Econometrics Estimated of Scale Economies in Canadian Manufacturing. Working Paper N° 88-4. Canadian Department of Finance.
- Servicio Agrícola y Ganadero. 2003. Catastro vitivinícola chileno. [www.sag.cl](http://www.sag.cl) (consultado el 15 de Junio 2006).
- Varian Hal. 1992. Análisis microeconómico. 3° Edición. Antoni Bosch Editores.
- Vargas G., W. Foster. 2000. Concentración y coordinación vertical en la agricultura chilena. Taller “Concentración de los segmentos de transformación y mercadeo del sistema agroalimentario y sus efectos sobre los pobres rurales” Depto. Economía Agraria. Pontificia Universidad Católica de Chile.