

# ESTIMACIÓN DE ECONOMÍAS DE ESCALA EN LA INDUSTRIA DE LA CARNE DE CERDO EN CHILE

## Scale economies estimation in the pork meat industry in Chile

Ricardo Marchant S.<sup>1\*</sup>

### ABSTRACT

The meat pork industry in Chile exhibits significant rates of growth of production, with a decreasing trend in the price at wholesale level of market and by crescent levels of concentration of the supply in a reduced number of firm. The structural element that sustains concentration and expansion of the production, is the presence of increasing returns to scale in the production process. This investigation had the objective to verify the presence of economies of scale in this industry. Using a Cobb-Douglas cost function and the maximization assumption of benefits of the firm in imperfect competition markets, an econometric model was estimated, that allowed to indirectly consider the coefficients of the function of underlying production. One was that for period 1975-2005, industry presented increasing return to scale, with elasticity product-scale of 1.23 and economies of scale, with elasticity cost-production of 0.81. It was concluded that this industry presents conditions to increase its advantage in costs and of expanding its competitiveness in the international markets.

**Key words:** return to scale, pork meat industry.

### RESUMEN

La industria de la carne de cerdo en Chile exhibe tasas significativas de crecimiento de la producción, acompañada por una tendencia decreciente en el precio a nivel de mercado mayorista, y por niveles crecientes de concentración de la oferta en un número reducido de empresas. El elemento estructural que sustenta la concentración y expansión de la producción es la presencia de rendimientos a escala crecientes en el proceso de producción. Esta investigación tuvo por objetivo verificar la presencia de economías de escala en esta industria. Utilizando una función de costos Cobb-Douglas y el supuesto de maximización de beneficios en una empresa en competencia imperfecta, se estimó un modelo econométrico que permitió estimar indirectamente los coeficientes de la función de producción subyacente. Se encontró que para el período 1975-2005, la industria presentó rendimientos a escala crecientes, con una elasticidad producto-escala de 1,23 y economías de escala, con una elasticidad costo-producción de 0,81. Se concluye que esta industria presenta condiciones para incrementar su ventaja en costos y expandir su competitividad en los mercados internacionales.

**Palabras clave:** retorno a escala, industria de la carne de cerdo.

---

<sup>1</sup> Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Agronómicas, Casilla 1004, Santiago, Chile. E-mail: [ricmarch@uchile.cl](mailto:ricmarch@uchile.cl)  
Recibido: 14 de marzo de 2006. Aceptado: 7 de julio de 2006.

## INTRODUCCIÓN

La industria de la carne de cerdo ha presentado un alto dinamismo en cuanto a las tasas de crecimiento de la producción, así como a los crecientes volúmenes de exportaciones (ODEPA, 2004). Este dinamismo ha sido acompañado por significativos cambios en la organización industrial de este sector. En efecto, un elemento fundamental que ha permitido este proceso de crecimiento, es la integración vertical hacia delante y hacia atrás, y la concentración de la demanda en el mercado del maíz, insumo cuyo mercado está abierto al comercio exterior. También la oferta de carne de cerdo se ha concentrado en una empresa dominante, revelando importantes ventajas en costos en la misma (Vargas y Foster, 2000; Vargas *et al.*, 2001; Marchant *et al.*, 2003; Marchant, 2006). Estas tendencias han provocado una declinación en los niveles de precios en el mercado mayorista, tendencia que también se documentó en el caso del mercado de EE.UU. bajo similares circunstancias (Brester y Marsh, 2001). Adicionalmente, en este sector operan elementos de política agrícola, relacionadas con el cumplimiento de reglamentos sanitarios en el faenamiento y comercialización interna y externa de la carne, y la operación de cuotas de exportación hacia los mercados con los cuales Chile ha suscrito acuerdos comerciales, generando importantes oportunidades de negocio para la industria.

Una de las condiciones teóricas para que un mercado responda a condiciones de competencia, es que la tecnología prevaleciente en la industria presente rendimientos a escala constantes, tanto en el mercado de factores como en el del producto final, ya que las empresas producirán su nivel óptimo económico en cantidades tales que no influirán en el precio de equilibrio (Varian, 1992). Si una empresa presenta en su tecnología rendimientos a escala creciente y no se dan las condiciones de perfecta información, esta empresa puede incrementar su participación en el mercado y de esta manera modificar la estructura del mismo, tal como lo argumentan Panzar (1989) y Amir (2002). En consecuencia, la presencia de economías de escala en el proceso tecnológico en una empresa de la industria, genera las condiciones para que dicha empresa tenga ventaja en costos respecto de su competencia, y eventualmente consolidarse como una empresa dominante o líder en el mercado. Llevado al extremo, la economía de escala sustenta el argumento para la existencia del monopolio natural, ya que en este caso en nivel de producción óptimo coincide con la demanda total del mercado.

Este proceso puede ser beneficioso para los consumidores, en el contexto de mercados que funcionan con información

imperfecta, ya que el precio pagado es relativamente menor, reflejando la mayor eficiencia de la empresa que presenta economías de escala en su proceso tecnológico, respecto al que prevalecería en un mercado competitivo.

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 primaria, 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.

En esta investigación se plantean como objetivos: (a) caracterizar la naturaleza del proceso de producción de carne de cerdo, en relación al rendimiento a escala e identificar el tipo de economía de escala presente en la industria, y (b) simular el comportamiento del costo medio para niveles de producción dados.

## MATERIALES Y MÉTODOS

En esta investigación el modelo estimado se basa en una serie de tiempo, es de carácter agregado, y considera el hecho que la industria se encuentra altamente concentrada. El modelo es de equilibrio parcial y los principales supuestos analíticos son los siguientes:

La tecnología de producción del sector industrial de carne de cerdo, por hipótesis se puede estructurar según la tecnología Cobb-Douglas (Varian, 1992), esto es, considerar una relación multiplicativa entre los factores, con sustitución a tasa decreciente entre los mismos. De modo que:

$$Y ( K , L ) = \beta_0 L^{\beta_1} K^{\beta_2} \quad (1)$$

donde, Y es la producción de carne de cerdo, L la cantidad del factor trabajo, K es la cantidad del factor capital y  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  y  $\beta_2$  son los coeficientes de la relación.

A partir de esta expresión y considerando una situación de largo plazo, una tecnología exhibe rendimientos a escala crecientes cuando la suma de los exponentes que

acompañan a las variables trabajo y capital es mayor a uno, con la cual dicha tecnología presenta economías de escala. En este contexto el costo medio de producción se reduce a medida que se incrementa el nivel de la producción hasta un cierto límite.

Una forma indirecta de estimar los coeficientes de la función (1), es a través de la estimación de la función de costos obtenida de la tecnología Cobb-Douglas, más específicamente, a través de la función de costo marginal, ya que ésta queda expresada en términos del precio de los factores y del nivel de la producción. Esto es el fundamento para plantear los siguientes supuestos.

### Maximización del beneficio en competencia imperfecta.

La maximización del beneficio se impone para obtener una relación observable y fundamentar el modelo econométrico. La condición de óptimo de una empresa (representativa) que determina su nivel de producción es el nivel en el cual el precio de mercado (Py), igual al costo marginal. De esta manera se tiene una observación directa del costo marginal a través del precio de mercado de la carne de cerdo. Así tenemos que la función de costo total, que proviene de una tecnología Cobb-Douglas, se puede expresar como:

$$C(w, r, Y) = Mw^{\frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2}} r^{\frac{\beta_2}{\beta_1 + \beta_2}} Y^{\frac{1}{\beta_1 + \beta_2}} \quad (2)$$

donde C es el nivel de costo total, w, el nivel de salarios r, la tasa de interés de colocaciones Y, el nivel de la producción de cerdo, el factor M, es una constante igual a

$$\beta_0^{\frac{-1}{\beta_1 + \beta_2}} \left[ \left( \frac{\beta_1}{\beta_2} \right)^{\frac{\beta_2}{\beta_1 + \beta_2}} + \left( \frac{\beta_1}{\beta_2} \right)^{\frac{-\beta_1}{\beta_1 + \beta_2}} \right].$$

Ahora podemos plantear que el precio de mercado de la carne de cerdo (Py) es igual al costo marginal, (CMg) condición de primer orden para la maximización del beneficio.

$$CMg = \frac{\partial C}{\partial Y} = \frac{1}{\beta_1 + \beta_2} Mw^{\frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2}} r^{\frac{\beta_2}{\beta_1 + \beta_2}} Y^{\frac{1 - (\beta_1 + \beta_2)}{\beta_1 + \beta_2}} \quad (3)$$

Consideramos la condición de óptimo para el caso de un mercado altamente concentrado en el mercado del producto final (carne de cerdo). En este caso el precio se pondera por un factor que mide el poder de monopolio de la empresa representativa, cuya estimación se encuentra en el trabajo pionero de Bresnahan (1982). Este factor altera el nivel de precio medio que se observará en la industria, pero no la estimación de los exponentes de la función.

$$Py \left[ \frac{1}{1 - \varepsilon_{dpy}} \right] = \frac{1}{\beta_1 + \beta_2} Mw^{\frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2}} r^{\frac{\beta_2}{\beta_1 + \beta_2}} Y^{\frac{1 - (\beta_1 + \beta_2)}{\beta_1 + \beta_2}} \quad (4)$$

En este trabajo, el interés se centra en el exponente que acompaña al nivel de la producción, por cuanto refleja el tipo de rendimiento a escala que presenta el proceso de producción de carne de cerdo. En este sentido es fundamental conocer el signo de este exponente.

### Modelo econométrico a estimar

Para efectos de simplificar la notación, se puede reparametrizar la expresión (4), sustituyendo el factor de poder de monopolio,  $(1 - \frac{1}{\varepsilon_{dpy}})$ , por k; la constante,

$(\frac{1}{\beta_1 + \beta_2})M$ , por  $\alpha_0$ ; el exponente que acompaña a la

variable salario (w),  $\frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2}$ , por la variable  $\alpha_1$ ; el

exponente que acompaña a la variable tasa de interés (r),  $\frac{\beta_2}{\beta_1 + \beta_2}$ , por la variable  $\alpha_2$ , y el exponente que acompaña

al nivel de producción de carne de cerdo,  $\frac{1}{\beta_1 + \beta_2}$ , por la

variable  $\alpha_3$ , con lo cual se tiene:

$$Pyk = \alpha_0 w^{\alpha_1} r^{\alpha_2} Y^{\alpha_3} \quad (5)$$

$$Py = \frac{\alpha_0 w^{\alpha_1} r^{\alpha_2} Y^{\alpha_3}}{k} \quad (6)$$

Aplicando logaritmo a (6), se tiene:

$$LnPy = Ln \alpha_0 - Lnk + \alpha_1 Ln w + \alpha_2 Ln r + \alpha_3 Ln Y \quad (7)$$

Entonces, el modelo a estimar se puede especificar como:

$$LnPy = \phi_0 + \phi_1 Ln w + \phi_2 Ln r + \phi_3 Ln Y + \varepsilon_t \quad (8)$$

En el modelo (8),  $\phi_0 = Ln \alpha_0 - Lnk$ , en tanto que el coeficiente  $\phi_3$  representa a la expresión  $\frac{1 - (\beta_1 + \beta_2)}{\beta_1 + \beta_2}$ ,

que es el exponente que acompaña al nivel de la producción de cerdo. Si este coeficiente presenta signo negativo, sugiere que la tecnología presenta rendimientos a escala crecientes, dado que  $\beta_1 + \beta_2 > 1$ . Si tiene signo positivo, la tecnología presentaría rendimientos a escala decreciente, y si estadísticamente es igual a cero, sugiere rendimientos a escala constante. El término de error se asume del tipo ruido blanco.

Previo a la estimación, las variables se caracterizaron desde el punto de vista estadístico y se evaluó la hipótesis de normalidad de las mismas a través del estadístico de Jarque-Bera, Pindyck y Rubinfeld (2001)

La definición de las variables observadas para el período 1975-2005 fue:  $P_y$ , precio mayorista de la carne de cerdo expresado en pesos por kilogramo;  $w$ , índice de remuneraciones de la economía chilena para el sector industrial, unidad de análisis de esta investigación;  $r$ , tasa de interés del sistema financiero para colocaciones a un año;  $Y$ , nivel de producción de carne de cerdo, medido en toneladas. Los datos fueron obtenidos de ODEPA (2005), servicio del Ministerio de Agricultura; del Banco Central de Chile (2005) y del Instituto Nacional de Estadísticas (INE, 2005).

La descripción estadística de las series utilizadas se presenta en el Cuadro 1.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Prueba de raíz unitaria en las variables del modelo

Dadas las características del modelo estimado, las variables se incorporaron en su transformación logarítmica. Es en esta forma en que se aplicó la prueba de raíz unitaria. Ésta permite identificar la presencia de tendencia, de intercepto y varianza constante o no. En este último caso la serie tiene varianza constante cuando, en términos absolutos, el estadístico de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) Johnston y Dinardo (2001) calculado es mayor respecto al tabulado. El resultado se presenta en el Cuadro 2. Se puede indicar que todas las variables resultaron estacionarias en la primera diferenciación, a excepción de la producción que lo fue en la segunda.

**Cuadro 1. Industria de la carne de cerdo. Caracterización estadística de las series utilizadas periodo 1975-2005. Chile.**  
**Table 1. Pork meat industry. Statistical characteristics of available series period 1975 -2005. Chile.**

	Variables			
	Precio cerdo (\$ kg <sup>-1</sup> )	Producción (t)	Índice de remuneraciones sector industrial Base 1993	Tasa de interés real colocaciones de 1 a 3 años, promedio anual
Promedio	1.104	149.826	208,2	24,5
Mínimo	772	24.880	86,0	4,0
Máximo	1.484	405.000	261,6	176,0
Desv. Estándar	201	112.427	47,6	34,7
Coef. variación, %	18,2	75,0	22,8	141,6
Estadístico para hipótesis de normalidad Jarque-Bera	0,97 (0,61)	3,81 (0,14)	3,25 (0,19)	181,0 (0,00)

Fuente: Elaborado sobre la base de estadísticas de ODEPA (año), Banco Central (2005) e INE (2005). Incluir como referencia. 1 US\$ = \$.559,7 chilenos.

**Cuadro 2. Resultados de la prueba de raíz unitaria en las variables del modelo.**  
**Table 2. Unit root test results in the model variables.**

Variable	Orden de integración	Estadístico Dickey-Fuller Aumented (DFA)	Valor crítico DFA al 1%	Presencia de intercepto y tendencia significativos
Log precio de la carne de cerdo	I(1)	-4,58	-4,32	No
Log remuneraciones	I(1)	-6,72	-4,32	No
Log tasa de interés	I(1)	-6,37	-4,32	No
Log producc.de carne de cerdo	I(2)	-8,18	-4,32	No

### Estimación del modelo econométrico

El modelo estimado consideró controlar la autocorrelación de los residuos y la presencia de raíz unitaria en las variables consideradas. En este sentido se justificó incorporar las variables en logaritmos; la variable remuneraciones en primera diferencia y el factor de corrección de autocorrelación de los residuos (AR(1)), que presentó el modelo (8). Para ello el modelo se estimó con la corrección de Cochrane-Orcut, Johnston y J. Dinardo (2001), para atenuar el efecto de la autocorrelación en los residuos del modelo. Este factor, AR(1), permite introducir en el modelo la parte sistemática que relaciona a los residuos en  $t$  y en  $t-1$ , generando un nuevo término residual que cumple con los supuestos del modelo clásico. El residuo resultante de esta estimación presentó un estadístico de Jarque-Bera, Pindyck y Rubinfeld (2001) de 1,55, nivel menor a 5,99, valor crítico de la distribución  $X^2$  para 2 grados de libertad, por lo tanto se acepta la hipótesis nula de que los residuos siguen una distribución normal, con lo que no hay evidencia de mala especificación del modelo propuesto.

Por otra parte, los residuos del modelo estimado no presentaron raíz unitaria al 5% de significancia según la prueba de Dickey-Fuller, ya que el valor resultante fue de -4,17, siendo el valor crítico -3,57. Este resultado sugiere que las variables del modelo cointegran, es decir, tienen una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas.

Los coeficientes individuales fueron distintos de cero, según el estadístico  $t$ , así como el conjunto de los mismos, visto en el estadístico  $F$ .

El coeficiente que acompaña a la producción resultó distinto y menor que cero, sugiriendo con esto que el proceso de producción de carne de cerdo presenta rendimiento a escala creciente. Esto tiene una importante implicancia en términos de competitividad del sector, ya que los costos medios siguen una trayectoria decreciente en la medida que se incrementa el nivel de la producción.

De acuerdo al modelo estimado, la suma de las elasticidades producto-trabajo y producto-capital alcanzó a 1,298; esto quiere decir que si se incrementa en 1% la utilización del factor trabajo y del factor capital, la producción se incrementa en 1,298%. Con ello se muestra que la industria presenta rendimientos a escala crecientes. Analizado algebraicamente de acuerdo a la expresión (2), en términos individuales, la elasticidad producto-trabajo resultó 0,87 y la de producto-capital fue 0,36. Para fundamentar estos resultados se realizó un contraste sobre una combinación lineal de los coeficientes estimados, para validar que la suma del coeficiente de la tasa de interés (-0,089) y de las remuneraciones (0,71), en conjunto, son

iguales a 1, dada la definición de los coeficientes  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$ , de la ecuación (7), resultando aceptada la hipótesis nula. Para esto se aplica una prueba  $t$ , que permite probar  $H_0 : \phi_i + \phi_j = c$ . De esta manera,  $t$  estimada corresponde

$$a \frac{(\phi_i + \phi_j) - c}{\sqrt{\text{Var}(\phi_i) + \text{Var}(\phi_j) + 2\text{Cov}(\phi_i, \phi_j)}}, \text{ que se contrasta}$$

con  $t$  de tabla. Esta prueba indica que cuando los precios de los factores se incrementan en 1%, el precio medio de la industria también se incrementa en 1%.

Estos resultados sugieren que la utilización de los factores en la industria se encuentra en los tramos racionales, de acuerdo a la teoría de la producción, es decir la zona de la función de producción cóncava donde el beneficio de la empresa es positivo. El caso anterior se caracteriza porque la elasticidad producto factor, es menor que 1 y mayor que cero (Varian, 1992). Por otra parte, dada las elasticidades producto-factor encontradas, se puede afirmar que el proceso (agregado) es más intensivo en el uso del capital.

Dados los resultados anteriores, la industria presenta economías de escala, ya que la variación de los costos respecto de la producción se estima en 0,81 (esto es el recíproco de la suma de las elasticidades producto-factor). Esto implica que cuando la producción (o escala) se incrementa en 1%, el costo total de producción se incrementa en 0,81%, con lo cual disminuye el costo medio. Esta cifra se compara con la reportada por MacDonald y Ollinger (2000), que para el caso de EE.UU. fue de 0,92; y en otro estudio para el mismo mercado fue de 0,98 (Ollinger *et al.*, 2005).

El proceso real que sustenta el comportamiento de la industria de la carne de cerdo es la profunda transformación tecnológica, apoyada por el comportamiento decreciente en el precio del maíz, un insumo relevante en la alimentación, que se ha evidenciado principalmente desde el año 1991. En este sentido se puede afirmar que la reducción de costos asociado al comportamiento del precio del maíz, ha sido una circunstancia que contribuye a que la industria elaboradora presente economías de escala, hecho también reportado para el caso del mercado de la carne de cerdo en EE.UU. (Morrison, 1999). Un incentivo adicional para la expansión productiva está constituida por la apertura de mercados externos, a través de los tratados comerciales y las restricciones que enfrentan las importaciones de carne bovina, debido a problemas zoonosarios en algunos países proveedores.

### Simulación del comportamiento del costo medio de producción de carne de cerdo

Con los resultados de la estimación (Cuadro 3) se configuró un modelo que trata de simular el comportamiento de largo plazo del costo medio de producción de carne de cerdo, para discutir aspectos relativos a la competitividad de la industria. Es así que considerando la ecuación (2), las estimaciones de los coeficientes, y una hipótesis acerca del valor del parámetro M, se obtuvo como ecuación de costo agregado para la industria de la carne de cerdo:

$$C = Mw^{0,7} r^{0,23} Y^{0,81}$$

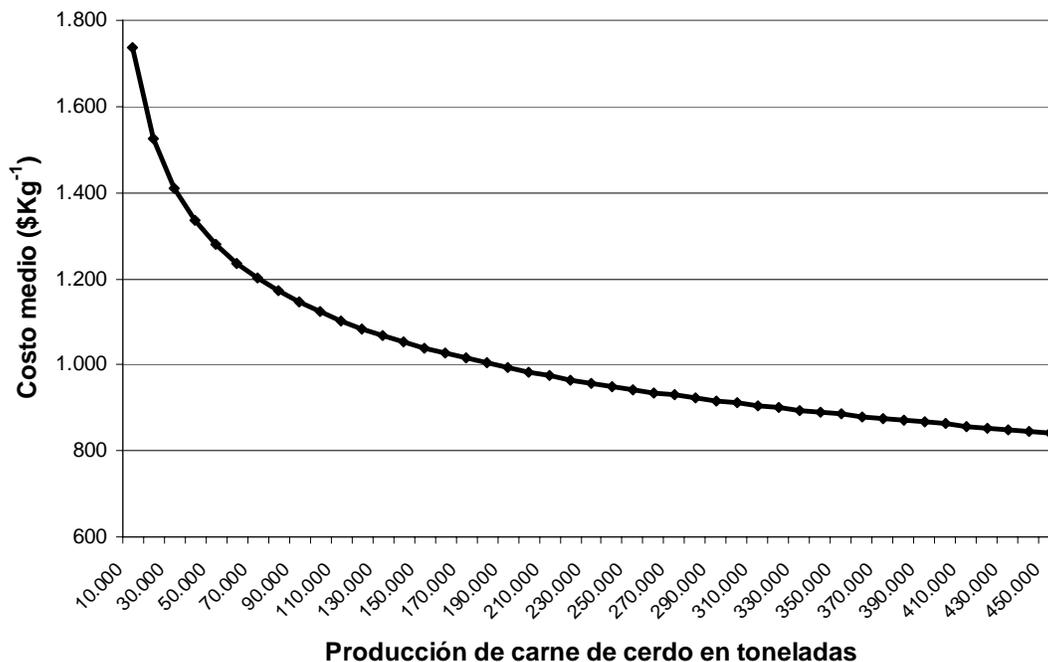
Asumiendo como numerarios (iguales a 1) el componente M, y el precio de los factores w y r, se estima el costo medio (C/Y), para distintos niveles de producción, ajustando su nivel al orden de magnitud de los precios de mercado. El resultado se presenta en la Figura 1. Se puede observar que el costo medio de largo plazo se ubica alrededor de los \$800 kg<sup>-1</sup>, a medida que se incrementa el nivel de producción de la industria.

**Cuadro 3. Industria de la carne de cerdo. Resultado de la estimación del modelo para el período 1975-2005. Chile.**

**Table 3. Pork meet industry. Estimating model result for period 1975-2005. Chile.**

Variables	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
Variable dependiente: logaritmo precio de la carne de cerdo				
Constante	9,914	0,5928	16,724	0,000
Log tasa interés	-0,0895	0,0361	-2,479	0,020
ΔLog remuneraciones	0,7198	0,2552	2,819	0,0095
Log producción carne de cerdo	-0,2322	0,0462	-5,0227	0,0000
AR(1)	0,577	0,1884	3,0629	0,0053
R <sup>2</sup>	0,88			
R <sup>2</sup> ajustado	0,86			
Durbin –Watson	1,633			
F	47,306			
Probabilidad F	0,000			

Nota: AR(1): Corrector de Cochrane-Orcut para autocorrelación de primer orden de los residuos, R<sup>2</sup>, coeficiente de determinación múltiple para medir la bondad de ajuste del modelo; F, estadístico aplicado para evaluar la significatividad global del modelo; Durbin-Watson, estadístico aplicado para evaluar la presencia de autocorrelación en los residuos del modelo.



**Figura 1. Costo medio simulado y producción de carne de cerdo de la industria. Chile.**

**Figure 1. Simulated mean cost and meat pork production of industry. Chile.**

Si la simulación describe en forma razonable la trayectoria del costo medio de producción, se puede afirmar que la industria podría enfrentar un precio de equilibrio de largo plazo en torno a los \$ 800 kg<sup>-1</sup>.

### CONCLUSIONES

1) Entre 1975 y 2005, la industria chilena de la carne de cerdo presentó rendimientos a escala crecientes, bajo el supuesto de tecnología prevaleciente en la industria se puede describir con una función Cobb-Douglas y que las empresas maximizan el beneficio. La elasticidad producto-escala se estimó en 1,298.

2) Entre 1975 y 2005, la industria de carne de cerdo presentó economías de escala, dada la elasticidad costo-

producción de 0,81. La estimación reveló que los factores están siendo utilizados en cantidades óptimas, de acuerdo a la teoría de la producción, y que el proceso es más intensivo en el uso del capital, respecto del factor trabajo.

3) En una simulación del comportamiento del costo medio en la industria de la carne de cerdo, bajo un escenario de incremento en los niveles de producción, éste converge a un nivel del orden de \$800 kg<sup>-1</sup>.

4) La industria de la carne de cerdo presenta condiciones para seguir reduciendo sus costos de producción, si se compara con la industria de EE.UU., y con ello generar las condiciones para ganar en competitividad en el contexto del mercado internacional de este producto.

### LITERATURA CITADA

- Amir, R. 2002. Market structure, scale economies and industry performance. 40 p. Discussion paper N° 00-08 University of Copenhagen, Institute of Economics, Copenhagen, Denmark. On line. Disponible en: <http://www.econpapers.repec.org>. Conectado el 15 de Octubre de 2005.
- Banco Central de Chile. 2005. Estadísticas macroeconómicas de Chile. En línea. Disponible en <http://www.bcentral.cl>. Leído 17 de diciembre de 2005.
- Bresnahan, T. 1982. The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letter* 10:87-92.
- Brester, G., and J. Marsh. 2001. The effects of U.S. meat packing and livestock production technologies on marketing margins and prices. *J. Agric. Resour. Econ.* 26:445-462.
- Coffey, B., and A. Featherstone. 2004. Nonparametric estimation of multiproduct and product-specific economies of scale. Select paper Southern Agricultural Economics Association (SAEA). 36° Annual Meeting, Tulsa, Oklahoma, USA, February 14-18. On line. Disponible en: <http://www.ageconsearch.umn.edu>. Conectado el 20 de diciembre de 2005.
- INE. 2005. Anuario de estadísticas agropecuarias. 2004-2005. 132 p. Instituto Nacional de Estadísticas, Santiago, Chile.
- Johnston J., y J. Dinardo, 2001, Métodos de econometría. Ed. Vicens-Vives. España 590 p.
- MacDonald, J., and M. Ollinger. 2000. Scale economies and consolidation in hog slaughter. *Am. J. Agric. Econ.* 82:334-346.
- Marchant, R. 2006. Equilibrio de un oligopolio con empresa dominante: una aplicación al mercado de la carne de cerdo en Chile. *Revista Economía Agraria* 10:63-72.
- Marchant, R., W. Foster, y J. Ortega. 2003. Modelo de duopolio de Cournot: caso del maíz en Chile. p 275-288. 8° Congreso de Economía Agraria, Santiago, Chile, 27 a 29 de Octubre. Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago, Chile.
- Morrison, C. 1999. Cost economies and market power: the case of the U.S. meat packing industry. 31 p. University of California, Department of Agricultural and Resources Economics, Davis, California, USA.
- ODEPA. 2004. Mercado de la carne de cerdo. Oficina de Estudios y Políticas Agrarias (ODEPA). Disponible en <http://www.odepa.gob.cl>. Leído el 15 de diciembre de 2005.
- Ogunyinka, E., and 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, SAEA, Mobile, Alabama, February 1-5, 2003, USA. On line. Disponible en: <http://www.ageconsearch.umn.edu>. Conectado el 20 de noviembre de 2005.
- Ollinger, M., J. MacDonald, and M. Madison. 2005. Technological change and economies of scale in U.S. poultry processing. *Am. J. Agric. Econ.* 87:116-129.

- Panzar, J. 1989. Technological determinants of firm and industry structure. Vol. 1:3-59. *In* Schmalensee, R. and R. Willing (eds.). Handbook of industrial organization. Elsevier, Amsterdam, Holanda.
- Pindyck, R. and D. Rubinfeld. 2001. Econometría: modelos y pronósticos. 661 p. 4ª ed. Mc Graw Hill, Mexico.
- Vargas, G., y W. Foster. 2000. Concentración y coordinación vertical en la agricultura chilena. 9 p. Taller Concentración de los segmentos de transformación y mercadeo del sistema agroalimentario y sus efectos sobre los pobres rurales, Santiago. 27 y 28 de noviembre. Pontificia Universidad Católica de Chile, Depto. Economía Agraria, Santiago, Chile.
- Vargas, G., M. Raddatz, y W. Foster. 2001. Convergencia en la organización de la industria de aves y cerdos: comparación de Chile y Estados Unidos. p. 103-112. 6º Congreso de Economía Agraria, Santiago. 27 a 29 de Noviembre. Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Agronómicas, Santiago, Chile.
- Varian, H. 1992. Análisis microeconómico. 656 pág. 3ª ed. Antoni Bosch, Barcelona, España.