

## EFICIENCIA, APERTURA DE LA ECONOMIA Y CONCENTRACION INDUSTRIAL EN ARGENTINA\*

JOSE A. DELFINO\*\*

### I. Introducción

Este trabajo intenta obtener expresiones cuantitativas del nivel de eficiencia técnica alcanzando por diferentes sectores de la industria manufacturera argentina y examinar su vinculación con la orientación de sus ventas y la organización de los mercados en que operan.

Para ello mide la eficiencia promedio de cada rama de actividad empleando fronteras de producción de naturaleza determinística y estocástica, considerando que los insumos y el valor agregado son separables y suponiendo que la tecnología exhibe rendimientos constantes a escala. Con el propósito de examinar luego la asociación entre los niveles de eficiencia y la inserción de los diferentes sectores productivos en el comercio internacional, clasifica a estos últimos de acuerdo a la orientación de sus ventas (aunque teniendo también en cuenta las restricciones cuantitativas y los niveles de protección efectiva vigentes), en productores de bienes exportables, competitivos con las importaciones y no comercializables. Finalmente, calcula indicadores usuales de concentración industrial por rama de actividad y explora la posible correlación entre eficiencia técnica y poder sobre el mercado.

\* Este trabajo es una versión revisada de otro anterior que formó parte del proyecto del Banco Mundial denominado "Liberalization with Stabilization in the Southern Cone" (RPO 672-85).

\*\* Profesor Titular, Instituto de Economía y Finanzas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba.

La escasa información disponible obligó a basar las estimaciones en los datos del Censo Nacional Económico de 1973. Este año tiene un interés especial, sin embargo, pues en esa época se agotaba el proceso de sustitución de importaciones basado en fuertes incentivos a la inversión y en el flujo de capitales extranjeros y respaldado por importantes y variadas restricciones al comercio internacional, iniciado dos décadas antes.

El trabajo está organizado de la siguiente manera: En la primera sección se examinan distintas medidas de eficiencia; en la segunda se revisan los métodos diseñados para estimar fronteras de producción; la tercera describe la especificación adoptada y comenta los datos y los resultados de las estimaciones; la cuarta expone los criterios empleados para clasificar los sectores y discute el indicador de concentración industrial; la quinta analiza los resultados obtenidos y la última resume las conclusiones.

### Medidas de Eficiencia

En los procesos productivos que emplean varios insumos y obtienen múltiples productos, la eficiencia técnica y la eficiencia en la asignación pueden calcularse tanto desde el punto de vista de los insumos como del de los productos. Si embargo, cuando la producción es única como se supone aquí, solo es posible hacerlo en esta última forma.

Siguiendo el enfoque originariamente propuesto por Farrell (1957) se dice que una unidad productiva o un sector es "técnicamente eficiente" cuando emplea la menor cantidad de insumos necesarios para alcanzar un nivel de producción determinado y es "eficiente en la asignación" si su costo es mínimo.<sup>1</sup>

En la figura 1 se muestra gráficamente el significado de la eficiencia técnica bajo el supuesto de que se produce un solo bien ( $y$ ), se emplean dos insumos ( $x_1$  y  $x_2$ ) y existen rendimientos constantes a escala. La función  $y = f(x_1, x_2)$ , que representa los máximos niveles de producción alcanzables con cada combinación de recursos, puede expresarse alternativamente así:  $1 = \overline{f}(x_1/y, x_2/y)$  y caracterizarse gráficamente por la isocuanta unitaria  $\overline{y}^*$ . Como ésta divide al conjunto de posibilida-

1 En lo sucesivo, los términos firma, empresa o establecimiento se emplearán en forma indistinta para referirse a una unidad productiva.

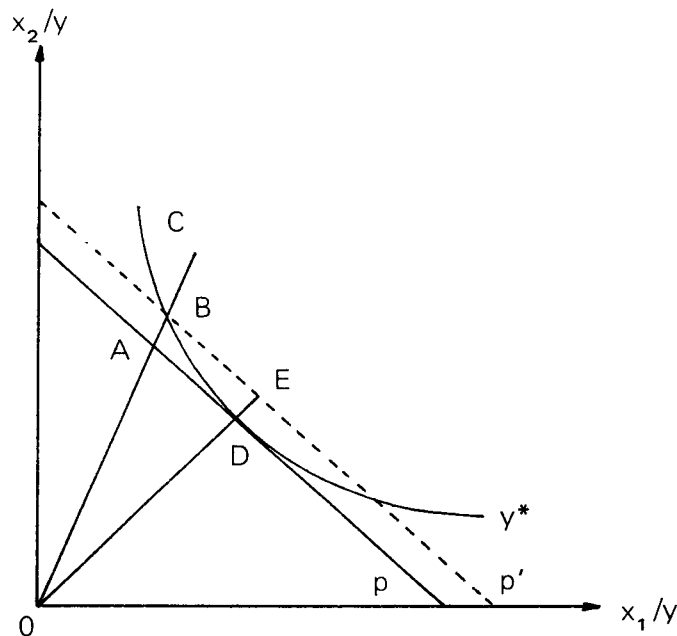


FIGURA 1

des de producción en dos subconjuntos: Uno por debajo, que representa las combinaciones inalcanzables y otro por encima que agrupa las ineficientes, cualquiera de sus puntos muestra la cantidad mínima de insumos que permite alcanzar ese nivel de actividad. Por consiguiente, si una firma utiliza una combinación como la representada por C, por ejemplo, es ineficiente pues emplea más recursos productivos que los necesarios, representados por B. La ineficiencia técnica puede entonces medirse empleando la siguiente expresión:

$$ET_i = OB/OC \quad (1)$$

y solo alcanzará su valor máximo si la unidad productiva se encuentra sobre la isocuanta unitaria, pues en tal caso  $ET_i = OB/OB = 1$ .<sup>2</sup>

La eficiencia en la asignación desde el punto de vista de los insumos

<sup>2</sup> La relación entre la producción obtenida y la máxima alcanzable en un proceso de producción múltiple constituye una medida de la eficiencia en la asignación desde el punto de vista de los productos y permite evaluar si se obtienen las cantidades óptimas de cada uno de ellos.

mos es, por su parte, la aptitud de una empresa para organizar la producción de modo que puede obtenerla a un costo mínimo. Consecuentemente, la firma será eficiente en la asignación si para la proporción en que combina los recursos productivos la tasa marginal de sustitución técnica entre cada par de ellos iguala sus precios relativos, pues en tal caso se encuentra sobre su sendero de expansión y su costo de producción es mínimo. Así como la ineficiencia técnica se debe a un empleo excesivo de insumos, la ineficiencia en la asignación deriva de su combinación en proporciones inadecuadas y por consiguiente el costo de producción no es mínimo. La minimización del costo sólo se alcanza si la empresa es técnicamente eficiente y además asigna correctamente sus recursos productivos.

La expresión geométrica de la eficiencia en la asignación correspondiente al punto B, bajo el supuesto adicional de que la firma es tomadora de precios en el mercado de recursos y que estos vienen representados por el vector  $\underline{p}$ , se mide por la siguiente relación:

$$EA_i = OA/OB \quad (2)$$

ya que el costo total de producir una unidad de producto con esa combinación de insumos, que puede presentarse por una línea de precios paralela a  $\underline{p}$  que atravesase a OC por B, es mayor que el correspondiente a la de costo mínimo que pasa por A<sup>3</sup>.

A partir de las dos medidas anteriores puede finalmente definirse la eficiencia global como el producto de la técnica por la de asignación, calcularse para el punto B de la manera siguiente:

$$EG_i = OA/OC = (OB/OC) (OA/OB) = ET_i \cdot EA_i \quad (3)$$

e interpretarse como la fracción en que podría reducirse el costo total si la unidad productiva empleara las cantidades correctas de insumos y los combinara en las proporciones adecuadas.

Examinando la figura 1 es fácil darse cuenta que sólo si una firma se encuentra sobre su frontera de producción en el punto de tangencia con la línea de precios es eficiente tanto desde el punto de vista técnico como del de asignación, pues está empleando la cantidad mínima de in-

**3** La eficiencia en la asignación desde el punto de vista de los productos implica que la proporción en que se combinan maximiza los ingresos de la unidad productiva para un costo dado, por lo que la composición de la producción es óptima.

sumos necesarios para obtener esa producción y la combinación correcta, representadas por el punto D y el rayo OD respectivamente. La que produce en C, en cambio, es ineficiente en la asignación además de serlo técnicamente, pues emplea una cantidad excesiva de insumos y los combina en una proporción inadecuada, mientras que la representada por E es eficiente en la asignación, aunque no técnicamente. Teniendo en cuenta que la eficiencia técnica relaciona niveles de actividad de unidades productivas con la frontera de producción del grupo, es evidente que aquellas representadas por los puntos D y B serán consideradas eficientes, mientras que la E no lo será, aunque sea eficiente en la asignación y alcance el mismo nivel de eficiencia global que la B.

Si la función de producción es continua, cuasicóncava y no decreciente, la eficiencia técnica puede medirse de una manera inmediata y exacta empleando una función distancia, que se define así (Blackorby et al, 1978):

$$F(x,y) = \max \{ \lambda \in \Omega^n : f(y/\lambda) \geq y^* \} \quad (4)$$

donde  $\Omega^n$  es el  $n$ -ésimo ortante positivo del espacio Euclideo  $n$  dimensional.  $F(x,y)$  indica la proporción en que podría reducirse el vector de insumos  $\underline{x}$  para alcanzar la producción  $y^*$  siendo también evidente que  $F(x,y) \geq 1$  implica que  $f(x) \leq 1$ . La eficiencia técnica correspondiente a cualquier combinación de insumos (el punto  $\underline{x}$  de la figura 2,

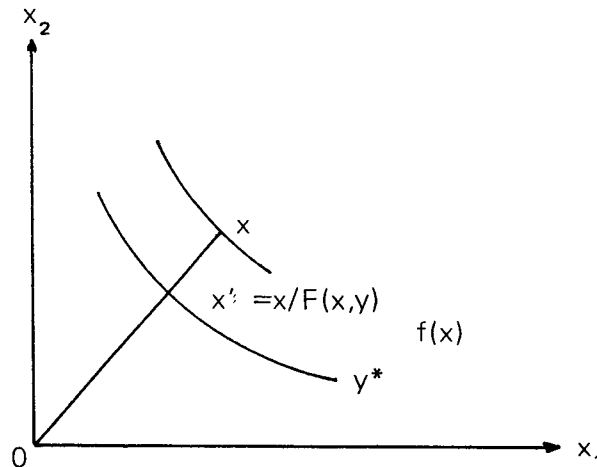


FIGURA 2

por ejemplo) puede entonces calcularse de este modo:

$$ET_i = x' / x = \{ x / F(x, y) / x \} = 1 / F(x, y) \quad (5)$$

Sin embargo, cuando existen rendimientos constantes a escala también es posible medirla relacionando la producción obtenida empleando una determinada combinación de insumos, con la que se lograría con esa misma proporción operando sobre la frontera, vale decir:

$$ET_i = y^0 / y^1 = \{ f(x^0) / f(x^1) \} \quad (6)$$

donde  $y^0 = f(x^0)$  representa la producción ineficiente (punto C de la figura 1) e  $y^1 = f(x^1)$  la máxima alcanzable con el vector óptimo (punto B). En la figura 3 se muestra este enfoque, seguido en la mayoría de los trabajos empíricos y adoptado también aquí, manteniéndose el supuesto de un solo producto y dos insumos y redefiniendo las variables de modo que  $y/x_1 = f(x_2/x_1, 1)$ . En este caso la eficiencia técnica de una empresa que utiliza A insumos y produce B y que se calcula haciendo  $AC/AB$ , coincide con la que proporciona la función distancia. Sin embargo, si la función de producción no fuera linealmente homogénea estos resultados serían ambiguos, pues también medirían los efectos de escala asociados con cada nivel de actividad.

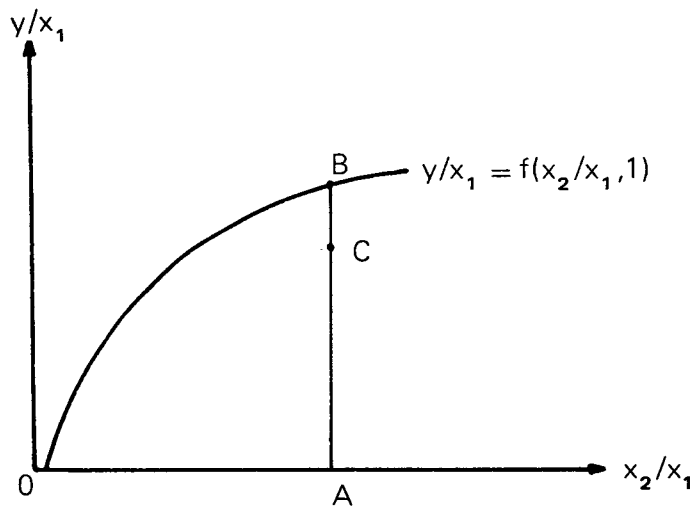


FIGURA 3

## Las fronteras de producción

La función de producción convencional en realidad constituye una frontera en sentido estricto, pues indica el máximo nivel de actividad que es posible alcanzar con la tecnología disponible y diferentes dotaciones de recursos productivos. Las técnicas de cálculo proporcionan, sin embargo funciones de producción "promedio", pues estiman expresiones del tipo  $y = f(x)$  a las que agregan el clásico término de error de la regresión, obteniendo relaciones que asocian a cada vector de insumos un nivel medio de producción.

Los nuevos métodos destinados a calcular las fronteras evitan esta dificultad pues fuerzan a todas las observaciones a mantenerse por debajo o sobre ellas, obteniendo de este modo expresiones analíticas que proporcionan el límite superior de los niveles de producción atribuibles a cada combinación de insumos.

Sin embargo, en todos los casos las estimaciones mantienen el supuesto de que las firmas emplean la misma tecnología y operan equipos de igual antigüedad, pues de otro modo sería necesario construir tantas fronteras de producción como configuraciones de bienes de capital hubiera.<sup>4</sup>

### a) Fronteras de producción determinísticas

La estimación de las fronteras de producción comienza con el trabajo pionero de Farrell (1957), que es un enfoque no paramétrico, pues simplemente construye la isocuanta "envolvente" de un sector a partir de las relaciones insumo – producto empleando técnicas de programación lineal. Si bien la idea destinada a medir la eficiencia tuvo una gran difusión, el método de cálculo propuesto contó con pocos adherentes a pesar de la ventaja que implica no adoptar ninguna función de producción específica, pues tiene varias dificultades derivadas de las limitaciones que impone el supuesto de rendimientos constantes a escala, de las complicaciones que introduce su extensión a rendimientos no constantes y del hecho de que el cómputo de la frontera se hace a partir de un subconjunto de la muestra que es muy sensible a las observaciones extremas y a los errores de medición (Forsund et al, 1980).

La estimación de las fronteras de producción paramétricas prac-

4 Un proceso de acumulación de capital suficientemente difundido podría dar lugar a un equipamiento bastante homogéneo.

ticamente comenzó una década después con el trabajo de Aigner y Chu (1968), quienes empleando una especificación tipo Cobb - Douglas proponen minimizar la suma de los valores absolutos de los residuos del logaritmo de la función de producción, imponiendo además la condición de que todos ellos sean positivos. Este es un problema de programación lineal que formalmente puede plantearse así:

$$\text{Minimizar } (\sum_j u_j) \quad (7)$$

$$\text{sujeto a } b_0 + \sum_i b_i X_{ij} \geq Y_j \text{ y } b_i \geq 0, \text{ para } j = 1, \dots, n,$$

siendo  $\ln y_j = Y_j$ ,  $\ln x_{ij} = X_{ij}$  y además  $u_j = b_0 + \sum_i b_i X_{ij} - Y_j$ . En este caso la eficiencia técnica se calcula directamente a partir del vector de residuos, pues viene representada por  $u^5$ .

La principal ventaja de este método respecto del no paramétrico reside en que permite expresar la frontera de producción de una manera matemática sencilla y considerar el caso en que no existen rendimientos constantes a escala del mismo modo (en la expresión anterior no es preciso que la suma de los coeficientes  $b_i$  sea igual a 1). Sin embargo, tiene numerosas desventajas, entre las que se destacan las siguientes: Adopta una especificación funcional bastante restrictiva que a menudo limita el número de observaciones que pueden ser técnicamente eficientes, ya que cuando se usa el algoritmo de la programación lineal con una función Cobb-Douglas linealmente homogénea habrá por lo general solo tantas observaciones eficientes como parámetros a estimar. Además, al igual que en el enfoque no paramétrico, la frontera dependerá de un subconjunto de datos y por consiguiente es muy sensible a las observaciones extremas. Por otra parte, las estimaciones que se obtienen no tienen propiedades estadísticas (errores standar, coeficientes  $t$ , etc.) debido a que no se formulan hipótesis sobre los regresores o los errores en la función de producción y sin determinados supuestos estadísticos no pueden obtenerse resultados por inferencia<sup>6</sup>. Finalmente, la maximalidad que describe depende de los puntos de la muestra, por lo que se obtiene una frontera generalmente denominada "best practice" mientras que en el caso estadís-

5 También es posible emplear programación no lineal, optimizando la suma de los cuadrados de los residuos con sujeción a las mismas restricciones.

6 Sin embargo, Schmidt (1976) demostró que el método de programación lineal de Aigner y Chu (1968) proporciona el mismo resultado que una estimación maximoverosímil de un modelo estadístico determinístico con un término de error exponencial.



tico se calcula sobre todos los puntos posibles, lo que proporciona una frontera "absoluta". Pero las fronteras de producción paramétricas también pueden calcularse empleando métodos estadísticos. La ventaja de estimarlas de este modo antes que a través de las técnicas de programación se debe a que si la distribución del término de error satisface determinadas condiciones de regularidad (desarrolladas por Greene, 1980) el empleo del método de estimación maxiverosímil proporciona estimadores consistentes y asintóticamente eficientes. La expresión general que corresponde a una frontera de este tipo es la siguiente:

$$y = f(x) e^{-u}, \quad 0 \leq e^{-u} \leq 1 \quad \text{y} \quad u_i \geq 0 \quad \sim \text{iid} \quad (8)$$

donde  $e^{-u}$  mide la eficiencia técnica y los supuestos referidos a  $\underline{u}$  indican que es una variable independiente e idénticamente distribuída (iid) y que  $X$  es exógena e independiente de  $\underline{u}$ . Con una especificación Cobb-Douglas como la empleada en este trabajo, la expresión anterior se transformaría en esta otra:  $Y_i = b_0 + \sum_j b_j X_{ij} - u_i$  para  $i = 1, \dots, n$ .

Estas fronteras de producción pueden estimarse por el método de máxima verosimilitud adoptando una distribución de probabilidad específica para el término de error o empleando los mínimos cuadrados ordinarios corregidos. Consecuentemente, la elección de la distribución de  $\underline{u}$  reviste gran importancia, pues en ambos casos los estimadores dependen de ella de un modo esencial.<sup>7</sup>

El método de los "mínimos cuadrados ordinarios corregidos" empleado aquí es una extensión de los mínimos cuadrados ordinarios, que no son apropiados para la estimación de los parámetros, pues como se supone que se satisfacen todos los supuestos de Gauss-Markov acerca del error de la regresión menos el que requiere que  $E(u) = \mu = 0$ , los estimadores mínimos cuadráticos ordinarios  $\beta_i$  de  $b_i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) son los mejores estimadores lineales insesgados excepto el correspondiente al término constante  $b_0$ . Este método emplea los resultados provenientes de las estimaciones minimocuadráticas ordinarias y consiste esencialmente en sumar y restar  $E(u_i)$  al miembro de la derecha de la especificación anterior, obteniéndose:

$$Y_i = \{b_0 - E(u_i)\} + \sum_j b_j X_{ij} - \{u_i - E(u_i)\} \quad (9)$$

7 Esto se debe a que el término de error es la medida de la eficiencia, vale decir  $e = y / f(x)$ .

lo que implica que el modelo resultante tiene una nueva constante y un término de error aleatorio cuyo valor esperado ahora es cero, razón por la cual los estimadores minimocuadráticos proporcionan los mejores estimadores lineales insesgados para todos los parámetros, incluido el término constante convertido en  $\{ b_0 - E(u_i) \}$ , del que puede finalmente extraerse  $b_0$ .

En este trabajo se adoptaron tres distribuciones específicas de  $\underline{u}$  para los modelos determinísticos y se calcularon los parámetros de cada una de ellas a partir de sus momentos centrales con la información proporcionada por los residuos de la regresión. Estos resultados se emplearon luego para corregir las estimaciones minimocuadráticas ordinarias en la forma antes expuesta y para estimar la eficiencia media de cada sector de actividad y la de las unidades productivas que lo componen.

i) Distribuciones del término de error: La primera distribución empleada se denomina "libre" pues no formula ningún supuesto acerca de la distribución de  $\underline{u}$ , es similar a la utilizada por Aigner y Chu (1968) y proporciona las más bajas medidas de eficiencia, según se comprueba en el punto siguiente. La segunda adopta una distribución "gamma" de un parámetro del tipo:

$$g(u, \theta) = \{1/\Gamma(\theta)\} u^{\theta-1} \exp(-u) \quad 0 < u < +\infty, \theta > 0 \quad (10)$$

cuyas media y variancia son  $E(u) = \text{var}(u) = \theta$  respectivamente y la tercera postula una "exponencial" de la forma:

$$e(u, \theta) = 1/\theta \exp(-u/\theta) \quad 0 < u < +\infty, \theta > 0 \quad (11)$$

cuyos dos primeros momentos son  $E(u) = \text{var}(u) = \theta^2$ . Esto significa que en el segundo caso el estimador de la variancia de la regresión minimocuadrática ordinaria proporciona el factor de corrección del término constante, mientras que en el tercero lo hace su raíz cuadrada positiva, lo que muestra que ambas distribuciones dan lugar a distintas correcciones y sistemáticamente proporcionan diferentes estimaciones de la eficiencia técnica, excepto en el caso especial en que la variancia de  $\underline{u}$  es igual a 1 (Forsund et al 1980).

ii) La eficiencia promedio de cada rama de actividad correspondiente a las distribuciones "gamma" y "exponencial" se calcula luego así:

$$E\{g\} = E(e^{-u}) = 2^{-\sigma^2} \text{ y } E\{e\} = E(e^{-u}) = 1/(1+\sigma) \quad (12)$$

en las que  $\sigma$  es el error standar de la regresión mínimo cuadrática ordinaria.

iii) Finalmente, la eficiencia de cada unidad productiva se obtiene haciendo.

$$E_j = y_j / \exp(\hat{Y}_j) = \exp(-\hat{u}_j) \quad (13)$$

donde  $\hat{Y}_j = \hat{\beta}_0 + \sum_i \hat{\beta}_i X_{ij}$  es el valor de la producción de la  $j$ -ésima empresa, estimado empleando los parámetros  $\hat{\beta}_0$  y  $\hat{\beta}_i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) y  $\hat{u}_j$  el nuevo residuo obtenido a partir de los mínimos cuadrados ordinarios corregidos (el sombrero indica que los estimadores provienen de este modelo).

#### b) Fronteras de producción estocásticas

A pesar de las diversas alternativas que ofrece el empleo de distintas distribuciones del término de error, los supuestos implícitos en las fronteras determinísticas no permiten distinguir el impacto de los factores fuera del control de las unidades productivas del correspondiente a los que siendo controlables por aquellas son determinantes de ineficiencia. Esto se debe a que el término de error recoge ambos efectos en forma conjunta, además del "ruido" estadístico que contiene toda relación empírica.

Con el objeto de captar separadamente el impacto de esos distintos determinantes, se introdujeron al análisis económico los modelos estocásticos caracterizados por emplear un término de error con dos componentes: Uno sistemático, que permite la variación aleatoria de la frontera a través de las unidades productivas y que recoge el efecto de las variables fuera de su control (baja performance de sus bienes de capital, dificultades en el abastecimiento de insumos, etc.), los errores de medición y el impacto de las variables omitidas y otro de tipo asimétrico, que capta el efecto de la ineficiencia relativa a la frontera estocástica. Su presentación simbólica es la siguiente:

$$y = f(x) e^{v-u}, \quad v \sim \text{iid } N(0, \sigma^2), \quad u \geq 0 \sim \text{iid} \quad (14)$$

donde  $y = f(x) e^v$  es la frontera de producción estocástica en la que  $y$ ,

independiente e idénticamente distribuída y normal representa el error clásico que capta impactos exógenos aleatorios y el término asimétrico  $e^{-u}$ , similar al examinado en el caso determinístico, mide la eficiencia técnica con respecto a la frontera estocástica: los supuestos referidos a  $\underline{x}$  indican que es exógena e independiente de  $\underline{e}$ . Si se supone una especificación Cobb-Douglas la expresión anterior se transforma en esta otra:  $Y_i = b_0 + \sum_j b_j X_{ij} + e_i$  para  $i = 1, \dots, n$ , en la que las variables tienen el mismo significado que antes.

Las fronteras de producción estocásticas pueden estimarse también por máxima verosimilitud o por mínimos cuadrados ordinarios corregidos adoptando distribuciones de probabilidad específicas para  $\underline{v}$  y  $\underline{u}$ . Si se supone que los términos de error son independientes y las variables explicativas exógenas, las propiedades asintóticas de los estimadores máximos verosímiles pueden probarse de la manera usual<sup>8</sup>. Por las mismas razones expuestas en el apartado anterior los parámetros  $\beta_i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) calculados empleando mínimos cuadrados ordinarios corregidos son los mejores estimadores lineales insesgados y  $\beta_0$  debe corregirse de igual modo. Lo mismo que antes, los resultados obtenidos sólo dependen de la distribución de  $u$  ya que  $b_0 - E(e) = b_0 - E(u) + E(v) = b_0 - E(u)$ , pues  $E(v) = 0$ .

i) Las hipótesis adoptadas respecto del error suponen en el primer caso que  $u$  tiene una distribución "seminormal" del tipo:

$$h(u) = \left\{ \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma_u} \right\} \exp(-u^2/2\sigma_u^2) \quad (15)$$

y otra "exponencial" en el segundo (similar a la del enfoque determinístico), cuyos primeros momentos son:  $E(u) = -\sigma_u \sqrt{2/\pi}$  y  $E(u) = (\mu'_3/2)^{1/3}$  y donde  $\sigma_u$  es el error standard del componente que mide la eficiencia y  $\mu'_3$  el tercer momento central de los residuos minimocuadráticos ordinarios.

ii) La eficiencia media de cada rama de actividad se calcula a su vez así:

<sup>8</sup> En Olson et al (1980) se demuestra empleando pruebas de Monte Carlo que para menos de 400 observaciones y para  $\sigma_v / \sigma_u < 3,16$ , el método de los mínimos cuadrados ordinarios corregidos es superior al máximos verosímil. Pero aún para muestras y relaciones entre variancias superiores, la eficiencia adicional que proporciona este último no compensaría el mayor esfuerzo que requiere su estimación.

$$E\{h\} = E(e^{-u}) = 2 \exp(\sigma_u^2/2) \{1 - F(\sigma_u)\} \text{ y } E\{e\} = E(e^{-u}) = 1/(1 + \sigma_u) \quad (16)$$

para las distribuciones seminormal y exponencial respectivamente siendo  $F(\cdot)$  la función de distribución normal y  $\sigma_u$  el error standard de la regresión<sup>9</sup>.

iii) Finalmente, la eficiencia esperada de cada unidad productiva se calcula empleando la distribución condicionada de  $u_i$  dado  $e_i$  de este modo (Jondrow et al, 1980):

$$E(u_i; e_i) = \sigma^* \{f(e_i\tau/\sigma) / (1 - F(e_i\tau/\sigma)) - (e_i\tau/\sigma)\} \quad (17)$$

$$E(u_i; e_i) = \sigma_v \{f(((e_i/\sigma_v) + (\sigma_v/\sigma_u)) / (1 - F(e_i/\sigma_v) + (\sigma_v + \sigma_u)) - ((e_i/\sigma_v) + (\sigma_v + \sigma_u)))\}$$

para las distribuciones seminormal y exponencial del error y donde  $E(u_i; e_i)$  representa la distribución condicionada de  $u$ ,  $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ ,

9 Las variancias de  $u$  y  $v$ , necesarias para corregir los mínimos cuadrados ordinarios y calcular la eficiencia, pueden estimarse de manera consistente para una distribución seminormal de este modo (Olson et al, 1980):

$$\sigma_u^2 = \{\sqrt{\pi/2}(\pi/(\pi-4))\mu_3\}^{2/3} \text{ y } \sigma_v^2 = \mu_2 - \{(\pi-2)/\pi\}\sigma_u^2$$

donde  $\mu_j$  es el  $j$ ésimo momento central de los errores minimocuadráticos ordinarios, pudiendo también probarse que esos mismos estadísticos en el caso exponencial son los siguientes:

$$\sigma_u^2 = \{\mu_3/2\}^{2/3} \text{ y } \sigma_v^2 = \mu_2 - \sigma_u^2$$

Por consiguiente, para corregir los mínimos cuadrados ordinarios y estimar la eficiencia media de cada sector de actividad es preciso conocer los momentos centrales de la distribución de los residuos, vale decir  $\mu_2 = E\{e - E(e)\}^2$  y  $\mu_3 = E\{e - E(e)\}^3$  ya que sobre estos resultados se asientan todas las estimaciones. Sin embargo si  $\mu_3$ , que siempre debe ser negativo en presencia de fronteras de producción, tiene el signo opuesto o si  $\sigma_v^2 = \sigma_e^2 - \sigma_u^2 < 0$ , el proceso de estimación colapsa y no es posible calcular la eficiencia. Esta circunstancia pone en duda la calidad de la muestra o lo apropiado de la estructura del error seleccionada (Corbo y de Melo, 1983).

$\sigma^* = \sigma_u^2 \sigma_v^2 / \sigma^2$ ,  $\tau = \sigma_u / \sigma_v$  y  $f(\cdot)$  es la función de densidad normal.

### Especificación, datos empleados y resultado de las estimaciones

Las fronteras se estimaron empleando una función de producción neoclásica del tipo  $q = F\{z\}$  en la que  $q$  es el vector que mide la producción y  $z = \{m, t, k\}$  la matriz de insumos que representa materias primas, trabajo y capital respectivamente. El supuesto de que la tecnología es débil separable en valor agregado y consumo intermedio implica a su vez que las posibilidades de sustitución entre trabajo y capital con respecto a las materias primas son nulas, o que éstas representan una proporción fija de la producción. Esta circunstancia permite evaluar los cambios en el nivel de actividad empleando sólo el valor agregado y expresar la relación anterior en esta otra forma:  $q = F\{f(t, k), m\}$  que también puede presentarse así:  $v = f(t, k)$  y en la que el valor agregado, obtenido restando el consumo intermedio de la producción bruta ( $v = q - m$ ), depende ahora sólo del capital y el trabajo.

Estas relaciones de producción se estimaron empleando una especificación Cobb Douglas de la forma  $v = At^\alpha k^\beta e^\tau$  en la que las variables tienen el mismo significado que antes y donde  $\tau$  es igual a  $-u$  en los modelos determinísticos y a  $(v-u)$  en los estocásticos. El supuesto adicional de homogeneidad lineal ( $\alpha + \beta = 1$ ) permitió a su vez transformarla en esta otra  $v/k = A(v/t)e^\tau$ , que mejora la capacidad predictiva de las estimaciones pues elimina la probable multicolinealidad que existe entre las variables explicativas.

La especificación adoptada, junto al supuesto de rendimientos constantes a escala, asegura también que la eficiencia técnica definida por la función distancia de este modo (Blackorby et al, 1978):

$$ET_i = 1/F(v, t, k) = \{v^0 / At^{\alpha_1} k^{\beta_1}\} (1 / \alpha^* \beta) \quad (18)$$

concuere con la calculada empleando las fronteras de producción, pues en ese caso la expresión anterior se transforma en una similar a (6).

Los datos empleados en las estimaciones provienen del Censo Nacional Económico realizado en 1974, corresponden al año anterior y fueron agrupados a nivel de cuatro dígitos de la Clasificación Indus-

trial Internacional Uniforme (CIIU) de todas las actividades económicas. A partir de esa información se calculó producción, materias primas, trabajo y capital de cada unidad productiva. La producción incluye todos los productos fabricados por el establecimiento en 1973, valuados a los precios de venta en el mismo. Las materias primas comprenden también materiales, partes, piezas y envases utilizados en la producción en 1973 y valuados al costo en el establecimiento; energía eléctrica, combustibles y lubricantes, pagos a terceros por servicios industriales y otros egresos de menor importancia, tales como gastos en publicidad y propaganda, bancarios y jurídicos, franqueo y similares. El trabajo está a su vez representado por una suma ponderada de empleados y obreros ( $t_1$ ), propietarios y socios activos ( $t_2$ ) y miembros de la familia del propietario ( $t_3$ ). La primera categoría comprende a todas las personas que trabajan en el establecimiento y perciben por ello un sueldo o jornal; la segunda incluye a los propietarios y socios que aportan su trabajo personal por lo menos una tercera parte de la jornada normal y la última abarca a los familiares de los propietarios que trabajan en la unidad productiva un tiempo mínimo similar al de aquellos y no perciben remuneración fija. La agregación simple de estas categorías no es recomendable, sin embargo, pues implica suponer que todos los trabajadores desarrollan una jornada similar y tienen la misma productividad. La primera objeción no se tuvo en cuenta, pues al eliminar los establecimientos pequeños quedarían excluidas las unidades productivas en las que quizás tenga importancia el trabajo de los propietarios o sus familiares. La segunda intentó corregirse midiendo el empleo en "personal remunerado equivalente"; para lo cual se ponderó cada categoría con su remuneración relativa, obteniéndose la siguiente expresión:

$$t = t_1 + t_2 (wb_2 / wb_1) + t_3 (wb_3 / wb_1) \quad (19)$$

que cuantifica el factor trabajo empleado en las estimaciones y en la que  $wb_i$  ( $i = 1,2,3$ ) representa la remuneración bruta de cada una de ellas. Como el Censo no contiene datos sobre el stock de capital, debió emplearse como variable alternativa el total de kwh de energía eléctrica utilizada por cada establecimiento en 1973 (comprada, recibida por transferencia o autoproducida). Esta información se prefirió a la alternativa que proporciona la potencia total (hp) pues en

cierta medida contempla de manera implícita el nivel de empleo de la capacidad instalada<sup>10</sup>.

La información censal correspondiente a unidades productivas con más de cinco personas ocupadas fue finalmente revisada con el fin de excluir los establecimientos con datos defectuosos, eliminándose las observaciones con producción, consumo intermedio o valor agregado negativos, con remuneraciones medias de empleados y obreros no positivas y de propietarios y socios activos negativas, con aportes a la seguridad social en relación a sueldos y jornales de 1973 no negativos y con energía eléctrica consumida o potencia instalada no positivos.

La mayoría de las estimaciones correspondientes a los establecimientos que superaron esos criterios de exclusión proporcionaron parámetros estadísticamente significativos y eficientes y coeficientes de correlación elevados.

### **Apertura de la economía, protección efectiva y concentración industrial**

Con el propósito de examinar la posible asociación entre los niveles de eficiencia y la inserción de los distintos sectores en el comercio internacional, estos se clasificaron de acuerdo a la orientación de sus ventas siguiendo el criterio utilizado por Corbo y de Melo (1983) e instrumentado empleando esta expresión:

$$a_1 \leq (c - p)/c \leq a_2 \quad (20)$$

en la que  $a_1$  y  $a_2$  son los extremos del intervalo que define cada categoría,  $p$  la producción y  $c$  el consumo (igual a producción más importaciones y menos exportaciones). Los sectores se consideran productores de bienes exportables (X) si la expresión anterior es negativa ( $a_2 < 0$ , lo que significa que el consumo es menor que la producción), productores de bienes competitivos con las importaciones (M) si es superior al uno por ciento ( $a_1 > 0.01$ ) y productores de bienes no comerciables internacionalmente (D) si está comprendida entre cero y uno por ciento ( $a_1 \geq 0$  y  $a_2 \leq 0.01$ ).

10 Aunque la falta de información directa sobre el stock de capital puede afectar la calidad de los resultados, el empleo de esta alternativa (que parece ser la única), tiene antecedentes en los trabajos de Pitt (1981) y Pitt y Lee (1981).



A pesar de que el empleo de datos correspondientes a un solo período puede proporcionar resultados inexactos debido a la presencia de niveles inusuales de exportaciones, importaciones o producción interna, la falta de información que cubra un lapso mayor obligó a basar las estimaciones en los datos elaborados por Nougues (1982) para el año 1973.

Los resultados obtenidos muestran que los productores de bienes competitivos con las importaciones conforman el grupo más numeroso (un rasgo posiblemente derivado de las políticas de sustitución impulsadas en décadas anteriores), siguiéndole en importancia los fabricantes de productos exportables y ubicándose en último lugar los productores de bienes no comercializables internacionalmente.

Los coeficientes de apertura calculados empleando la expresión anterior se compararon luego con las tasas de protección efectiva correspondientes a cada sector de actividad encontrándose una escasa vinculación entre ellos. Si el sistema de protección efectiva exhibiera un patrón de comportamiento relativamente más estable que el proporcionado por los coeficientes de apertura, la moderada asociación detectada entre ambos indicadores (el coeficiente de correlación por rangos de Spearman  $r_s$  es sólo 0,2172 con un nivel de significación de 0,003), podría estar señalando el carácter ocasional de los niveles de comercio internacional alcanzados en 1973.

El grado de concentración industrial de cada rama de actividad destinado a explorar la posible correlación entre eficiencia técnica y poder sobre el mercado, se midió a su vez empleando el índice de Herfindhal que se define así:

$$H = \sum_i s_i^2 \quad (21)$$

en el que  $s_i^2$  representa la producción del  $i$  --ésimo establecimiento respecto del total del grupo.<sup>11</sup>

Estas mediciones sólo deben interpretarse como una aproximación al grado de concentración industrial, sin embargo, pues las estimaciones se hicieron a partir de una información incompleta (los datos disponibles solamente incluyen establecimientos con más de 5 personas ocupa-

11 Cuando en un sector existe un sólo establecimiento el índice alcanza su valor máximo y es igual a 1. Este valor disminuye a medida que aumenta el número de establecimientos o con desigualdades crecientes para un número dado de unidades productivas. Por lo tanto, mientras el poder monopólico esté correlacionado positivamente con un pequeño número de establecimientos y con cierta desigualdad en la distribución de sus tamaños, el índice de Herfindhal se aproxima a una medida ideal (Scherer, 1971).

das) y el indicador escogido tiene sus propias limitaciones. En efecto, es sabido que el índice subestima el poder monopólico cuando los mercados se definen de modo que comprendan productos que no son competitivos entre sí (como ocurre con el grupo 3710 "Industrias básicas del hierro y el acero", que incluye gran cantidad de bienes para los cuales no existen sustitutos próximos), cuando los mercados son regionales antes que nacionales (como en el caso del sector 3692 dedicado a la fabricación de "Cemento, cal y yeso", por ejemplo) o cuando existen arreglos institucionales especiales referidos a la comercialización de algunos productos (como ocurre en el grupo 3134 con los embotelladores independientes de ciertas bebidas gaseosas), mientras que los sobrestima cuando los sustitutos se excluyen de la definición de industria y cuando la competencia de las importaciones es significativa.

### Análisis de los resultados

En la Tabla 1 se presentan finalmente los niveles de eficiencia promedio calculados para todos los grupos de actividad captados por el Censo Nacional Económico de 1973 y clasificados según la orientación de sus ventas. Los resultados corresponden a las medidas alternativas ya examinadas: Tres de ellos provienen de los modelos determinísticos y dos de los estocásticos. Las últimas columnas están reservadas a la expresión  $\tau = \sigma_u / \sigma_v$ , que mide la importancia de la eficiencia en relación al error estocástico e indica las posibilidades de mejorar la performance del sector considerado<sup>12</sup>.

Examinando detenidamente los resultados se comprueba que en los modelos determinísticos el sector 3903, dedicado a la "Fabricación de artículos de deporte y atletismo", productor de bienes exportables y con una distribución gamma del término de error es el más eficiente, mientras que en los estocásticos lo es el 3844 que se ocupa de la "Fabricación de motocicletas y bicicletas", también productor de bienes exportables y con una estructura de error exponencial. La actividad menos eficiente

12 Si  $\sigma_v \rightarrow 0$  u es el error predominante,  $\tau \rightarrow \infty$  y el nivel de actividad del sector difiere del óptimo debido a ineficiencia técnica, Si  $\sigma_u \rightarrow 0$  el error predominante es v,  $\tau \rightarrow 1$  y la discrepancia entre la producción del sector y la que se alcanzaría en la frontera se debe a razones estadísticas en este último caso no se puede mejorar la performance pues sus determinantes están fuera del control de las unidades productivas, pero en el anterior si es posible hacerlo.

**TABLA 1**  
**Distintas medidas de eficiencia**

Sector de actividad	Observaciones Utilizadas	Fronteras de producción					n	Texp.	
		Libre	Determinísticas Gamma	Exponencial	Semi-normal	Estocásticas Exponencial			
<b>EXPORTABLES</b>									
3111	Matanza de ganado, preparación y - conservación de carne y derivados	526	0,1175	0,6916	0,5782		0,6310	1,3368	
3112	Elaboración de productos lácteos y helados	363	0,1052	0,7993	0,6376				
3113	Elaboración y conservación de legumbres	248	0,0607	0,5771	0,5289		0,5480	2,4550	
3114	Elaboración de pescado, moluscos, crustáceos y otros productos marinos	80	0,2180	0,7788	0,6248				
3115	Elaboración de aceites y grasas	115	0,1267	0,6414	0,5554	0,8054	0,8786	0,3755	0,1752
3116	Productos de molinería	206	0,0778	0,6492	0,5588	0,5591	0,7049	1,5037	0,6255
3118	Fábricas y refinerías de azúcar	27	0,4118	0,8443	0,6693	0,7418	0,8363	1,0637	0,4312
3121	Elaboración de productos alimenticios diversos	241	0,0788	0,6089	0,5417	0,5060	0,6629	1,9715	0,7518
3132	Industrias vinícolas	352	0,0430	0,5548	0,5203				
3133	Bebidas malteadas, cerveza y malta	17	0,5171	0,9204	0,7430	0,7703	0,8555	1,4085	0,5596
3140	Industria del tabaco	42	0,0715	0,5502	0,5186				
3211	Hilado, tejido y acabado de textiles	914	0,0453	0,7113	0,5879				
3214	Fabricación de alfombras y tapices	17	0,3174	0,6142	0,5439		0,5936		1,4132
3215	Cordelería	15	0,5113	0,9104	0,7310	0,8927	0,9344	0,4289	0,1944
3220	Confección de prendas de vestir, excepto calzado	1037	0,0770	0,7321	0,5985				
3231	Curtidurías y talleres de acabado	124	0,1833	0,7882	0,6305	0,6199	0,7506	1,7222	0,6884
3232	Industria de la preparación y teñido de pieles	18	0,4856	0,8216	0,6525	0,6457	0,7694	2,5159	0,6810
3233	Fabricación de productos de cuero y sucedáneos, excepto el calzado y otras prendas de vestir	123	0,1870	0,7451	0,6055				

Continuación Tabla 1

**TABLA 1**  
**Distintas medidas de eficiencia**

Sector de actividad <sup>a</sup>	Observaciones Utilizadas	Libre	Fronteras de producción					T <sub>sn</sub>	T <sub>exp.</sub>
			Determinísticas		Estocásticas				
			Gamma	Exponencial	Semi-normal	Exponencial			
3240	Fabricación de calzado excepto el de caucho vulcanizado, moldeado o de plástico	552	0,2008	0,8224	0,6531	0,5882	0,7270	3,3036	0,9993
3412	Fabricación de envases de papel y cartón	279	0,1567	0,8464	0,6709				
3420	Imprentas, editoriales e industrias conexas	778	0,0690	0,8180	0,6500				
3523	Fabricación de jabones y preparados de limpieza, perfumes, cosméticos y otros productos tocador	148	0,0365	0,5550	0,5204				
3551	Fabricación de cámaras y cubiertas	73	0,2240	0,8098	0,6444				
3822	Construcción y reparación de maquinaria y equipo para la agricultura	377	0,1297	0,7768	0,6236		0,6453		2,2000
3833	Construcción de aparatos y accesorios eléctricos de uso doméstico	84	0,1278	0,7816	0,6265				
3843	Construcción de vehículos automotores	1257	0,0736	0,8155	0,6483	0,6264	0,7553	1,9469	0,7445
3844	Fabricación de motocicletas y bicicletas	97	0,1912	0,7802	0,6256	0,9187	0,9505	0,1856	0,0873
3903	Fabricación de artículos de deporte y atletismo	16	0,5684	0,9272	0,7518				
3909	Industrias manufactureras diversas ncp	266	0,1639	0,7928	0,6334	0,6861	0,7980	1,1072	0,4862
<b>COMPETITIVOS CON IMPORTACIONES</b>									
3119	Elaboración de cacao, productos de chocolate y art. de confitería	84	0,1949	0,8165	0,6490	0,6087	0,7423	2,5069	0,8369
3131	Destilación, rectificación y mezcla de bebidas espirituosas	71	0,0515	0,5016	0,5006				
3311	Aserraderos, talleres de acepilladura y otros talleres para trabajar madera	759	0,0846	0,7573	0,6123	0,6490	0,7717	1,2139	0,5284

Continuación Tabla 1

**TABLA 1**  
**Distintas medidas de eficiencia**

Sector de actividad	Observaciones Utilizadas	Libre	Fronteras de producción						
			Determinísticas		Estocásticas		T <sub>sn</sub>	T <sub>exp.</sub>	
			Gamma	Exponencial	Semi-normal	Exponencial			
3312	Fabricación de envases de madera y artículos de cestería	153	0,2350	0,8191	0,6508				
3319	Fabricación de productos de madera y corcho ncp	207	0,1377	0,8303	0,6588				
3411	Fabricación de pasta para papel	91	0,2361	0,8344	0,6618	0,6873	0,7989	1,3760	0,5660
3511	Fabricación de sustancias químicas industriales básicas, excepto abonos	170	0,0821	0,7114	0,5879				
3512	Fabricación de abonos fertilizantes y plaguicidas	38	0,1285	0,5615	0,5229				
3513	Fabricación de resinas sintéticas, materias plásticas y fibras artificiales, excepto el vidrio	92	0,0753	0,5953	0,5362				
3521	Fabricación de pinturas, barnices y lacas	89	0,1464	0,7345	0,5998	0,8004	0,8753	0,4711	0,2185
3522	Fabricación de productos farmacéuticos y medicamentos	228	0,1069	0,6932	0,5790				
3529	Fabricación de productos químicos ncp	145	0,1111	0,6768	0,5713				
3530	Refinerías de petróleo	25	0,0412	0,4235	0,4732				
3540	Elaboración de productos diversos derivados del petróleo y del carbón	58	0,0710	0,5783	0,5294				
3559	Fabricación de productos de caucho ncp	244	0,1673	0,7890	0,6311	0,5750	0,7170	2,8040	0,9147
3620	Fabricación de vidrio y productos de vidrio	131	0,3962	0,8700	0,6505	0,7554	0,8455	1,0356	0,4465
3691	Fabricación de productos de arcilla para construcción	187	0,1365	0,7883	0,6306	0,8347	0,8976	0,4230	0,1985
3699	Fabricación de productos minerales no metálicos ncp	744	0,1264	0,7562	0,6117		0,6450		1,7378
3710	Industrias básicas de hierro y acero	417	0,1415	0,8206	0,6518	0,6229	0,7528	2,0583	0,7794
3720	Industrias básicas de metales no ferrosos	253	0,1022	0,7354	0,6003	0,5635	0,7082	2,1189	0,7873
3811	Fabricación de cuchillería, herramientas manuales y artículos generales de ferretería	245	0,1474	0,7928	0,6334		0,6537		2,2723

EFICIENCIA Y APERTURA DE ...

71

Continuación Tabla 1  
**TABLA 1**  
**Distintas medidas de eficiencia**

Sector de actividad	Observaciones Utilizadas	Libre	Fronteras de producción				$T_{sn}$	$T_{exp}$	
			Determinísticas Gamma	Exponencial	Semi-normal	Estocásticas Exponencial			
3813	Fabricación de productos metálicos estructurales	696	0,0623	0,7615	0,6146	0,5330	0,6845	4,1393	1,0841
3819	Fabricación de productos metálicos ncp, exceptuando maquinaria y equipo	1244	0,0380	0,7815	0,6264	0,5711	0,7141	2,6958	0,9055
3821	Construcción y reparación de motores y turbinas	71	0,0918	0,8297	0,6583				
3823	Construcción de maquinarias para trabajar los metales y la madera	172	0,1148	0,7760	0,6231	0,5624	0,7074	2,8678	0,9371
3824	Construcción de maquinaria y equipos especiales para la industria	488	0,0666	0,7793	0,6251		0,6685		1,4687
3825	Construcción de máquinas de oficina, cálculo y contabilidad	27	0,3688	0,8881	0,7073				
3829	Construcción de maquinaria y equipo ncp exceptuando la maquinaria eléctrica	411	0,0778	0,7386	0,6020	0,5690	0,7124	2,012	0,7706
3831	Construcción y reparación de máquinas y aparatos industriales eléctricos	152	0,2238	0,7744	0,6222		0,6712		1,3637
3832	Construcción de equipos y aparatos de radio, de televisión y de comunicación	184	0,1130	0,7514	0,6090				
3839	Construcción de aparatos y suministros eléctricos varios ncp	301	0,2317	0,7957	0,6352		0,6887		1,2753
3841	Construcciones navales y reparación de barcos	84	0,1158	0,6443	0,5567	0,5370	0,6877	1,7456	0,6940
3842	Construcción de equipo ferroviario	56	0,0927	0,7234	0,5940				
3845	Fabricación de aeronaves	12	0,4856	0,8806	0,7001				
3851	Fabricación de equipo profesional y científico, instrumentos de medida y de control ncp	127	0,3620	0,8012	0,6388		0,6779		1,5491
3852	Fabricación de aparatos fotográficos e instrumentos de óptica	25	0,2811	0,7965	0,6537				
3853	Fabricación de relojes	10	0,3161	0,7221	0,5933				

Continuación Tabla 1

**TABLA 1**  
**Distintas medidas de eficiencia**

Sector de actividad	Observaciones Utilizadas	Libre	Fronteras de producción						
			Determinísticas		Estocásticas		T <sub>sn</sub>	T <sub>exp.</sub>	
			Gamma	Exponencial	Semi-normal	Exponencial			
3901	Fabricación de joyas y artículos conexos	26	0,4867	0,8708	0,6912	0,6252	0,7545	4,9079	1,0632
3902	Fabricación de instrumentos de música	12	0,6731	0,9481	0,7829	0,7527	0,8437	3,4652	0,8974
NO COMERCIALES INTERNACIONALMENTE									
3117	Fabricación de productos de panadería	1349	0,1418	0,8727	0,6929	0,8057	0,8788	0,7182	0,3275
3122	Elaboración de alimentos preparados para animales	67	0,1371	0,5910	0,5345				
3134	Industria de bebidas no alcohólicas y aguas gaseosas	418	0,0316	0,7683	0,6186				
3212	Artículos confeccionados de materiales textiles,excepto prendas de vestir	103	0,1644	0,6925	0,5787				
3213	Fábricas de tejidos de punto	417	0,1743	0,8125	0,6463				
3219	Fabricación de textiles ncp	126	0,1661	0,6772	0,5714		0,5725		10,579
3320	Fabricación de muebles y accesorios,excepto los que son principalmente metálicos	879	0,0324	0,8503	0,6740	0,6565	0,7771	1,8781	0,7364
3419	Fabricación de artículos de pulpa, papel y cartón ncp	99	0,2049	0,8221	0,6529				
3560	Fabricación de productos plásticos ncp	543	0,0799	0,7744	0,6221	0,8152	0,8850	0,4684	0,2190
3610	Fabricación de objetos de barro, loza y porcelana	75	0,3868	0,8831	0,7025	0,7172	0,8196	1,7579	0,6086
3692	Elaboración de cemento,cal y yeso	102	0,0962	0,7738	0,6218				
3812	Fabricación de muebles y accesorios, principalmente metálicos	255	0,2343	0,7989	0,6373		0,6879		1,3209
3849	Construcción de material de transporte ncp	12	0,6673	0,9230	0,7463	0,6904	0,8010	7,5201	1,0699

ncp: no clasificado en otra parte

según el primer enfoque y descartando la distribución libre, es la de las "Refinerías de petróleo" agrupadas bajo el código 3530, competitivas con las importaciones y con una distribución gamma del término de error y de acuerdo al segundo la de 3121 dedicada a la "Elaboración de productos alimenticios diversos", exportables y con estructura de error seminormal.

Como puede apreciarse, en varios sectores no fue posible calcular los niveles de eficiencia empleando los modelos estocásticos debido a que el tercer momento de los residuos minimocuadráticos ordinarios resultó positivo, en cuyo caso la variancia de  $\underline{u}$  es negativa y el procedimiento de estimación colapsa. Esto ocurre cuando  $\underline{\tau} \rightarrow 0$ , lo que implica que la mayor parte de la variancia en la frontera es atribuible a aleatoriedad mas que a ineficiencia (Corbo y de Melo, 1983). Debido, sin embargo, a que la especificación seminormal supone que el valor modal de la distribución está en  $u = 0$ , la mayoría de las unidades productivas son forzadas a tener una ineficiencia próxima a cero, lo que obliga a ser cautelosos respecto de lo adecuado de esta estructura de error<sup>13</sup>.

Los distintos niveles de eficiencia así calculados se compararon luego empleando los coeficientes de correlación de Pearson y Spearman que se muestran en la Tabla 2, encima y debajo de la diagonal principal respectivamente

Los resultados correspondientes a los modelos determinísticos acusan una elevada correlación entre las especificaciones gamma y exponencial (0.9820 y 0.9982 respectivamente), aunque la relación entre éstas y la que emplea una distribución libre es apreciablemente menor (los coeficientes de Pearson ascienden a 0.5528 y 0.6159 y los de Spearman a 0.5978 y 0.5906 respectivamente). Esto significa que la selección de una estructura gamma o exponencial para el término de error en los modelos determinísticos proporciona resultados virtualmente idénticos, pero que existe una apreciable discrepancia entre éstos y los provenientes de los que postulan una distribución libre.

13 Teniendo en cuenta estas limitaciones resulta conveniente seguir las sugerencias de Stevenson (1980), quien propone que se generalice la especificación del error con el objeto de admitir un modo distinto de cero para la función de densidad de  $u$ , lo que permite además contrastar como caso especial aquel en que  $u = 0$ . También es de gran interés incorporar el test desarrollado por Lee (1983) para los modelos estocásticos, destinado a contrastar empíricamente la distribución del término de error que mide la eficiencia.



TABLA 4  
RELACION ENTRE DISTINTAS MEDIDAS DE EFICIENCIA\*

Pearson Spearman	Libre	Determinísticos		Estocásticos	
		Gamma	Exponencial	Seminormal	Exponencial
DETERMINISTICOS					
Libre	1.0000	0.5528	0,6159	0.2810	0.2317
Nro. de sectores		76	76	30	42
Nivel de significación		0.000	0.000	0.066	0.070
Gamma	0,5978	1.0000	0.9820	0.3317	0.5147
Nro. de sectores	76		76	30	42
Nivel de significación	0.001		0.000	0.037	0.001
Exponencial	0.5906	0.9982	1.0000	0.3221	0.5065
Nro. de sectores	76	76		30	42
Nivel de significación	0.001	0.001		0.041	0.001
ESTOCASTICOS					
Seminormal	0.4049	0.3993	0.3820	1.0000	0.9994
Nro. de sectores	30	30	30		30
Nivel de significación	0.013	0.014	0.019		0.000
Exponencial	0.2366	0.5152	0.5112	1.0000	1.0000
Nro. de sectores	42	42	42	30	
Nivel de significación	0.066	0.001	0.001	0.001	

\* Sólo se consideran los resultados correspondientes a sectores con más de 15 observaciones.

La misma conclusión que para el primer par de modelos examinados se alcanza si se comparan los estocásticos con estructura de error seminormal y exponencial, pues en este caso los coeficientes de Pearson y Spearman son 0,9994 y 1,0000 respectivamente.

La confrontación entre los enfoques determinísticos y estocásticos muestra, en cambio, que si bien los coeficientes son distintos de cero para niveles de significación parecidos, la correlación es apreciablemente

menor que en los casos anteriores. En efecto, los coeficientes de Pearson que relacionan los resultados proporcionados por modelos determinísticos con distribución libre y estocásticos con seminormal o exponencial son bastantes bajos (0,2810 y 0,2317 respectivamente), al igual que entre la gamma y éstos últimos (0,3317 y 0,5147) o aún entre el determinístico exponencial y los dos estocásticos (0,3221 y 0,5065 respectivamente). Las mismas conclusiones se obtienen considerando los coeficientes de correlación por rangos de Spearman.

Este análisis demuestra entonces que para las distribuciones del término de error consideradas existe una apreciable discrepancia entre los resultados proporcionados por los modelos determinísticos y los estocásticos, pero que dentro de cada uno de ellos el orden se mantiene cualquiera sea la estructura del error, con excepción de la distribución libre.

Los sectores productivos se agruparon luego de acuerdo a la orientación de sus ventas y se calcularon las medidas centrales, de dispersión, talla y asimetría que se presentan en la Tabla 3. Allí se aprecia que los promedios difieren según la estructura del término de error, la dispersión es mayor entre los modelos que dentro de cada grupo, el rango de variación es alto en todos los casos y la mayoría de los coeficientes de kurtosis y asimetría son distintos de los que caracterizan a las distribuciones normales.

Las medidas centrales son las más interesantes, pues muestran que los niveles medios de eficiencia son en general mayores para el grupo productor de bienes domésticos, siguiéndole en importancia el de los exportables y ubicándose en último término el productor de bienes competitivos con las importaciones, un resultado que contrasta con la proposición que asocia eficiencia con apertura de la economía, debido esencialmente a la adopción de nuevas tecnologías y al control de la "ineficiencia  $x$ " que ésta promueve.

Con el objeto de verificar si esas discrepancias en los niveles de eficiencia de los sectores agrupados conforme a su inserción en el comercio internacional son estadísticamente significativas, se emplearon los tests de Kolmogorov - Smirnov y Mann - Whitney que constituyen las mejores alternativas no paramétricas al test  $t$  de diferencia entre dos medias, emplean datos continuamente distribuidos y no requieren normalidad en la distribución ni homogeneidad en las variancias de los grupos considerados.

TABLA 3

## CARACTERISTICAS DE LAS DISTINTAS MEDIDAS DE EFICIENCIA

Modelos	Sectores	Desviación		Rango		Kurtosis	Asimetría
		Media	standard	Mínimo	Máximo		
DETERMINISTICOS							
Libre							
X	28	0,181	0,148	0,036	0,568	1,393	1,492
M	36	0,157	0,107	0,038	0,487	1,875	1,509
D	12	0,154	0,097	0,032	0,387	2,201	1,804
Gamma							
X	28	0,741	0,109	0,550	0,927	-0,769	-0,410
M	36	0,741	0,104	0,423	0,888	1,966	-1,407
D	12	0,776	0,086	0,591	0,883	0,518	-,0905
Exponencial							
X	28	0,612	0,062	0,519	0,752	-0,042	0,277
M	36	0,611	0,051	0,473	0,707	0,785	-,842
D	12	0,629	0,050	0,534	0,702	-0,278	-0,377
ESTOCASTICOS							
Seminormal							
X	11	0,679	0,121	0,506	0,919	0,012	0,613
M	15	0,633	0,096	0,533	0,835	0,112	1,096
D	4	0,749	0,076	0,656	0,815	-2,982	-0,513
Exponencial							
X	15	0,740	0,113	0,548	0,950	-0,557	0,089
M	21	0,732	0,071	0,645	0,898	0,519	1,116
D	6	0,770	0,121	0,572	0,885	-0,093	-0,905

TABLA 4

**TESTS ESTADISTICOS DE DIFERENCIAS EN EFICIENCIA.  
HIPOTESIS NULA ( $H_0$ ): NO EXISTEN DIFERENCIAS.**

Modelos	X versus M		X versus D		M versus D	
	Z,U	P	Z,U	P	Z,U	P
DETERMINISTICOS						
Libre						
K - S	0,630	0,832	0,587	0,882	0,750	0,627
M - W	488,5	0,834	167,0	0,976	202,0	0,739
Gamma						
K - S	0,535	0,937	0,587	0,882	0,667	0,766
M - W	497,5	0,930	140,0	0,409	176,5	0,347
Exponencial						
K - S	0,504	0,961	0,587	0,882	0,667	0,766
M - W	502,0	0,978	140,0	0,409	174,0	0,317
ESTOCASTICOS						
Seminormal						
K - S	0,763	0,605	0,934	0,347	1,303	0,067
M - W	63,0	0,311	11,0	0,151	9,0	0,036
Exponencial						
K - S	0,704	0,704	0,690	0,728	1,029	0,241
M - W	150,0	0,809	35,0	0,436	44,0	0,268

Los tamaños de las muestras son los de la Tabla 3. La columna Z,U registra el valor del estadístico Z en el Test de Kolmogorov - Smirnov y el U en el de Mann-Whitney. P es la posibilidad de rechazar incorrectamente  $H_0$ .

Los resultados que se muestran en la Tabla 4, con la sola excepción del modelo estocástico seminormal que compara la eficiencia media de los productores de bienes competitivos con las importaciones con la de los fabricantes de productos no comerciables internacionalmente, inducen a aceptar la hipótesis nula que postula que no existen diferencias estadísti-

camente significativas entre los niveles de eficiencia de los sectores productivos clasificados de acuerdo a la orientación de sus ventas. En otras palabras, los productores de bienes domésticos no serían mas eficientes que los fabricantes de productos exportables ni éstos en relación a los productores de bienes competitivos con las importaciones y viceversa.

Considerando que estas conclusiones podrían derivar de la inexactitud del criterio de clasificación adoptado se examinó entonces la posible asociación entre el conjunto de coeficientes que miden la apertura de la economía y los niveles de eficiencia, obteniéndose resultados que señalarían el carácter independiente de esos indicadores, pues  $r_s$  oscila entre 0,0002 para el modelo determinístico con estructura de error gamma y 0,1974 para el estocástico seminormal, con niveles de significación de 0,499 y 0,148 respectivamente.

Al explorar la vinculación entre eficiencia técnica y poder sobre el mercado se alcanzan resultados ligeramente distintos, en cambio, pues la correlación por rangos entre el índice de concentración industrial y los niveles de eficiencia calculados empleando distintas estructuras del término de error acusa una moderada asociación en el caso de los modelos determinísticos que postulan una distribución libre del término de error y en el de los estocásticos: los coeficientes de Spearman y sus niveles de significación fueron 0,4266 (0,001), 0,2111 (0,131) y 0,2282 (0,073) respectivamente.

Estas evidencias y la ligera correlación positiva detectada entre eficiencia y protección efectiva, indujeron a examinar el comportamiento de estos indicadores junto al de concentración industrial, empleándose para ello el coeficiente de concordancia de Kendall (W) que calcula la asociación entre un conjunto de variables ordenadas por rangos o transformadas a ellos. En realidad, en este caso se estaría contrastando la hipótesis que postula que un fuerte proteccionismo podría inducir apreciables niveles de eficiencia, esencialmente difundidos en los sectores con poder sobre el mercado, mientras que bajas tasas de protección efectiva y concentración industrial constituirían estímulos suficientes para que algunas unidades productivas logren una buena performance, provocando una mayor dispersión en los niveles de eficiencia y dando lugar a un promedio más bajo. Los resultados obtenidos inducen a aceptar la hipótesis nula que señala el carácter independiente de esos indicadores, pues los valores de W sólo son estadísticamente significativos en los modelos determinísticos que postulan una distribución libre del

término de error (0,428, significativo al 5<sup>o</sup>/o) en los estocásticos con estructura exponencial, aunque en éste último caso para niveles inusualmente altos de significación (0,396 y 25<sup>o</sup>/o respectivamente)

### Conclusiones

Este trabajo calcula la eficiencia técnica de diferentes sectores de la industria manufacturera argentina empleando fronteras de producción determinísticas que postulan distribuciones libre, gamma y exponencial del término de error y estocásticas con distribución normal para el componente sistemático y seminormal y exponencial para el asimétrico; examina luego su asociación con la orientación de sus ventas, clasificándolos de acuerdo a la importancia relativa de sus transacciones internacionales en productores de bienes exportables, competitivos con las importaciones y no comerciables internacionalmente y finalmente explora la vinculación entre eficiencia y poder sobre el mercado, que mide empleando el índice de concentración industrial de Herfindhal.

Las fronteras de producción se calculan por el método de los mínimos cuadrados ordinarios corregidos, bajo el supuesto de que los insumos y el valor agregado son separables y empleando una especificación Cobb Douglas que impone rendimientos constantes a escala. Los parámetros obtenidos son estadísticamente significativos, los coeficientes de regresión elevados y en la mayoría de los sectores no existen problemas de autocorrelación en los errores.

Los datos empleados provienen del Censo Nacional Económico de 1973 y sólo comprenden aquellos establecimientos que ese año ocuparon diez o más personas. Como se dispuso de buena información sobre producción, materias primas y personal ocupado, el valor agregado se calculó con bastante precisión y se corrigió el trabajo por diferencias en calidad, aunque la falta de datos sobre el stock de capital obligó a emplear como variable sustituta el consumo anual de electricidad.

Los resultados proporcionados por los modelos determinísticos acusan una apreciable discrepancia con los obtenidos empleando los estocásticos, aunque dentro de cada enfoque el ordenamiento se mantiene cualquiera sea la estructura del error, con excepción de la libre. Sin embargo, en varias ramas de actividad no fue posible emplear los modelos estocásticos debido a que la distribución selec-

cionada es inadecuada o a la presencia de errores de medición en las variables.

El examen de los niveles de eficiencia correspondientes a los distintos sectores agrupados de acuerdo a su inserción en el comercio internacional muestra que el promedio de los productores de bienes no comerciables internacionalmente es mayor que el de los fabricantes de exportables y el de éstos en relación al de los productores de bienes competitivos con las importaciones, una evidencia que contrasta con la proposición que asocia eficiencia con apertura de la economía. Sin embargo, los tests no paramétricos destinados a verificar la significación estadística de esos resultados en general indican que no existen diferencias entre la eficiencia técnica de los distintos sectores agrupados según la orientación de sus ventas.

Al explorar la asociación entre eficiencia y poder sobre el mercado se encuentra, en cambio, una moderada correlación positiva, aunque sólo en el caso de los modelos determinísticos que postulan una distribución libre del término de error y en el de los dos estocásticos.

Estas evidencias y la ligera vinculación detectada entre eficiencia y protección efectiva, indujeron finalmente a examinar su comportamiento junto al índice de concentración industrial, obteniéndose resultados que confirman la hipótesis nula que señala el carácter independiente de esos indicadores para niveles usuales de significación.

## REFERENCIAS

- AIGNER, D.J. y CHU, S.F. (1968): "On estimating the industry production function". *Economic Review*, 58 págs. 826-839.
- AIGNER, D.J., KNOX LOVELL, C.A. y SCHMIDT, P. (1977): "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models", *Journal of Econometrics*, vol. 6, págs. 21-37.
- BLACKORBY, Ch., PRIMONT, D. y RUSSELL, R.R. (1978): "Duality, separability and functional structure: Theory and applications", North-Holland.
- CORBO, V. y de MELO, J. (1983): "Technical efficiency in a highly protected economy: Preliminary results for the Chilean manufacturing sector 1967", The World Bank.
- DENNY, M. y MAY, D. (1977): "The existence of real value added function in the Canadian manufacturing sector", *Journal of Econometrics*, vol. 5, págs. 55-69.
- FARRELL, M.J. (1957): "The measurement of productive efficiency", *Journal of The Royal Statistical Society, A. General*, págs. 253-281.
- FORSUND, F., KNOX LOVELL, C.A. y SCHMIDT, P. (1980): "A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement", *Journal of Econometrics*, vol. 13, págs. 5-26.
- GREENE, W.H. (1980): "Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions", *Journal of Econometrics*, vol. 13, págs. 27-56.
- INDEC (1982): "Encuesta de Sociedades Anónimas", Buenos Aires.
- INDEC (1983): "Censo Nacional Económico. Industria manufacturera", Buenos Aires.
- JONDROW, J., KNOX LOVELL, C.A., MATEROV, I.S. y SCHMIDT, P. (1982): "On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model", *Journal of Econometrics*, vol. 19, págs. 233-238.
- LEE, L.F. (1983): "A test for distributional assumptions for the stochastic frontier functions", *Journal of Econometrics*, vol. 22, págs. 245-262.
- NOGUES, J.J. (1982): "Sustitución de importaciones versus promoción de exportaciones: Impactos diferenciales sobre el empleo en el sector manufacturero argentino", *Desarrollo Económico*, vol. 22, págs. 248-275.
- OLSON, J. SCHMIDT, P. y WALDMAN, D.M. (1980): "A Monte Carlo study of estimators of stochastic frontier production functions", *Journal of Econometrics*, vol. 13, págs. 67-82.
- PITT, M.M. (1981): "Alternative trade strategies and employment in Indonesia" en A.O. Krueger, H.B. Lary, T. Monson y N. Akrasanee editores. *Trade and employment in developing countries: Individual studies*, University of Chicago Press, Chicago, Illinois.
- PITT, M.M. y LEE, L.F. (1981): "The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry", *Journal of Development Economics*, vol. 9, págs. 43-64.
- SCHERER, F.M. (1971): "Industrial market structure and economic performance", Rand McNally and Co., Chicago.



- SCHMIDT, P. (1976): *"On the statistical estimation of parametric frontier production function"*, Review of Economic and Statistics, vol. 50, págs. 238-239.
- SIEGEL, S. (1956): *"Nonparametric statistics for the behavioral sciences"*, Mc Graw Hill, New York.
- STEVENSON, R.E. (1980): *"Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation"*, Journal of Econometrics, vol. 13, págs. 57-66.

## EFICIENCIA, APERTURA DE LA ECONOMIA Y CONCENTRACION INDUSTRIAL EN ARGENTINA

### RESUMEN

El propósito de este trabajo es calcular la eficiencia técnica de diferentes sectores de la industria manufacturera argentina y examinar su vinculación con la orientación de sus ventas y la organización de los mercados en que operan. Para ello mide la eficiencia empleando fronteras de producción determinísticas y estocásticas con distintas distribuciones del término de error, calculadas por el método de los mínimos cuadrados ordinarios corregidos y datos del censo económico. Los resultados proporcionados por los modelos determinísticos difieren de los obtenidos empleando los estocásticos, aunque dentro de cada enfoque el ordenamiento se mantiene; también muestran que no existen diferencias estadísticamente significativas entre la eficiencia de los diferentes sectores agrupados según la orientación de sus ventas y que habría una moderada correlación positiva entre eficiencia y poder sobre el mercado,

## EFFICIENCY, OPENNESS OF THE ECONOMY AND INDUSTRIAL CONCENTRATION IN ARGENTINE

### SUMMARY

The purpose of this study is to estimate the technical efficiency of each branch of Argentine manufacturing industry and relate it to a measure of involvement in international trade and degree of industrial concentration. Indicators of efficiency are derived using deterministic and stochastic production frontiers with different distributions of the error term; in all cases estimates are made by corrected ordinary least squares methods and taking data from the economic census. Although within each approach the ranking is maintained regardless of the error structure selected, the results obtained using deterministic production frontiers are different from those calculated using stochastic models. Furthermore, the results indicate that no differences exist in the efficiency of branches grouped by destination of sales and that there could be a moderate positive correlation between efficiency and industrial concentration.