

Eficiencia técnica en la industria manufacturera en México

Humberto Ríos Bolívar

Resumen. Este documento estima simultáneamente un modelo de frontera de producción estocástica y un modelo de eficiencia técnica para 31 industrias manufactureras mexicanas durante el periodo 1985-2006. Se determina la relevancia de cada insumo en el valor agregado, de las variables de ineficiencia, los niveles de eficiencia en cada industria; grupos de industrias eficientes y los perfiles de las industrias basados en los rankings de eficiencia y otras características específicas a las mismas.

Abstract. This document estimates simultaneously a model of stochastic production frontier and a model of technical efficiency for 31 Mexican manufacturing industries from 1985 to 2006. It was determined the relevance of each input in the aggregated value, the variables of inefficiency, the levels of efficiency in each industry, groups of efficient industries, and the profiles of the industries based on the efficiency rankings and some other characteristic specific to the industries.

Clasificación JEL: C33, D24, L16, L60,

Palabras clave: Eficiencia técnica, frontera de producción estocástica, tecnología de producción, industrias manufactureras.

Key Words: Technical efficiency, stochastic production frontier, production technology, manufacturing industries.

1. Introducción

La industria manufacturera es una de las más importantes en la economía mexicana. Su contribución al valor agregado total en el 2006 fue de alrededor del 19%, es la segunda actividad con mayor nivel de inversión (38% del total), 84 centavos de cada peso son exportados por este sector, el personal empleado creció en los últimos 20 años a tasa promedio anual cercana al 2%, la productividad en estas industrias y en particular del factor trabajo muestra una tendencia creciente aunque en los últimos años prácticamente se ha estancado.

El crecimiento de la productividad refleja el uso eficiente de los recursos por parte de una empresa o industria, convirtiéndose en una de las medidas más comunes para el análisis del desempeño de las empresas o industrias, sin embargo sólo proporciona una visión parcial de este comportamiento. En la literatura, existen otras perspectivas que permiten medir el desempeño de las industrias, entre los que están aquellos que estiman funciones de producción para medir la productividad general. Un supuesto común para realizar estas estimaciones es que los productores operan en sobre sus funciones de producción, es decir, que todos los productores son técnicamente eficientes.

Un enfoque alternativo adoptado en la literatura es el análisis de fronteras de producción estocásticas, que permite estimar funciones de producción al suponer que no todas las industrias son técnicamente eficientes. Este documento sigue el enfoque de fronteras de producción estocásticas para medir la eficiencia técnica en las industrias manufactureras mexicanas en el periodo 1985-2006.

Dado el papel central de la eficiencia en aspectos como el crecimiento de la productividad total de los factores o el crecimiento económico, existen numerosos trabajos que estudian los niveles, evolución y determinantes de la eficiencia técnica. Los estudios tienden a realizarse a nivel sectorial, industrial, empresas o planta. Las metodologías empleadas son diversas pero sobresalen los documentos que emplean modelos de fronteras de producción estocásticas. Tanto los resultados como las variables explicativas de la ineficiencia son diversos.

Así, por ejemplo, Kim (2003) estima funciones de producción de frontera estocásticas mediante un panel no balanceado de empresas, en seis sectores manufactureros de Corea. Determina que el tamaño de la empresa, exportaciones y actividades de investigación y desarrollo, tiene efecto positivo y significativo en todos los sectores; mientras que el capital extranjero parece no afectar los niveles de eficiencia.

Kumbhakar et al. (1991) estudian la eficiencia de las granjas lecheras en Estados Unidos. Determinan que las variaciones de eficiencia se explican tanto por componentes determinísticos como aleatorios. En este sentido, concluyen que los niveles de educación determinan positivamente la eficiencia; mientras que señalan que las granjas de mayor tamaño son más eficientes que las de menor tamaño. En un estudio de la descomposición del crecimiento de la productividad total de los factores, Margono y Sharma (2006) estiman la eficiencia técnica en cuatro industrias para el periodo 1993-2000 en Indonesia a través de un modelo de frontera estocástica. Encuentran que la eficiencia promedio es de 59%. Señalan que el tipo de propiedad contribuye a la ineficiencia en el sector textil, mientras que el tamaño, propiedad y tiempo de operar generan ineficiencia en los sectores químico y productos de metales.

Fu y Gong (2009) estudian los efectos spillovers tecnológicos derivados de la inversión extranjera directa como fuente de eficiencia técnica en China a nivel industrial para el periodo 2001-2005; afirman que el stock de investigación y desarrollo está vinculado con los niveles de eficiencia. Kim (2008) estudia la convergencia regional y la eficiencia en 13 regiones en Corea para el periodo 1985-2002 mediante un modelo de frontera de producción estocástica que captura la ineficiencia y heterogeneidad regional. Se determina la existencia de ineficiencia regional. Una conclusión de relevancia es que las mejoras en la educación y las reformas gubernamentales han contribuido a aumentar los niveles de eficiencia.

Batra y Tan (2003) estudian el vínculo entre habilidades, tecnología y productividad en pequeñas empresas manufactureras así como las diferencias entre ellas. Emplean datos a nivel firma para seis países en desarrollo, entre ellos México, para estimar niveles de eficiencia a partir de una función de producción, comparar las distribuciones de eficiencia entre las firmas de diferentes tamaños. Encuentran que la eficiencia técnica aumenta con el tamaño de la empresa y, que en general, las pequeñas empresas operan con menores niveles de eficiencia que las grandes empresas. Asimismo, identifican un conjunto de factores que distinguen a las firmas más eficientes, a decir, educación y capacitación, inversión en nuevas tecnologías, automatización y control de calidad, por lo que sugieren la necesidad de una política orientada a mejorar la eficiencia de las pequeñas empresas.

Díaz y Sánchez (2008) analizan el desempeño de las pequeñas y medianas empresas manufactureras en el periodo 1995-2001, centrándose en el grado de ineficiencia técnica y sus determinantes. Emplean un conjunto de datos de panel para estimar simultáneamente una función de producción de frontera estocástica y los determinantes de la ineficiencia mediante un panel no balanceado. Determinan que las pequeñas y medianas empresas tienden a ser menos ineficientes que las grandes empresas derivado de diversos factores organizacionales.

Para el caso particular de México, son relativamente pocos los estudios de eficiencia en la industria manufacturera. No obstante existen trabajos que estiman la productividad total de los factores, que al descomponerlo en sus componentes estiman la eficiencia técnica. Así, Grether (1999) mide la eficiencia para un conjunto de empresas manufactureras en el periodo 1984-1990. Encuentra que el capital extranjero tiene influencia positiva en la eficiencia a nivel planta, sin embargo no genera efectos spillovers a nivel sectorial.

Bannister y Stolp (1995) exploran los vínculos entre localización industrial, concentración y eficiencia en la manufactura mexicana por estado. Encuentran que a nivel agregado, existe una relación positiva entre concentración y eficiencia en la producción. También señalan que la eficiencia total está relacionada con la eficiencia de escala. En particular, afirman que factores como la escala, urbanización y economías de aglomeración están positivamente relacionados con la eficiencia técnica a nivel regional; mientras que determinan una relación negativa con la propiedad extranjera.

Por último, Brown y Domínguez (2004), encuentran que existe un comportamiento inestable de las industrias. Solo cuatro industrias tienen cambios positivos en la eficiencia entre 1984 y 1993. Encuentran que el incremento en el índice de eficiencia es muy bajo, tanto en promedio como por el número de industrias por debajo de la frontera de producción derivado de las políticas ineficientes orientadas a disminuir el rezago tecnológico de las empresas.

Se emplea información para 31 industrias de acuerdo a la clasificación ISIC revisión 3 con dos y tres dígitos para examinar los insumos dentro de la función de producción, posteriormente, se calcula el nivel de eficiencia técnica para las industrias manufactureras. Al mismo tiempo, se determinan las causas de las posibles diferencias entre el producto actual y el potencial en cada industria. Los resultados permiten clasificar a las industrias en tres grupos en función de sus niveles de eficiencia y, en consecuencia, determinar un perfil de las industrias basado en los rankings de eficiencia y en otras características de las mismas.

El resto del documento se organiza como sigue. En la sección 2 se resumen los elementos teóricos para modelar la ineficiencia técnica a través del análisis de fronteras de producción estocástica. En el apartado 3 se aplica esta metodología al sector manufacturero mexicano y se describe el conjunto de variables relevantes usadas en las estimaciones incluyendo, valor agregado, formación bruta de capital, personal empleado, personas con calificación alta y media y el gasto en investigación y desarrollo. La sección 4 presenta los principales resultados y se realiza un análisis de los niveles de eficiencia considerando dos dimensiones: industrias y tiempo. Las conclusiones se muestran en la sección 5.

2. Elementos teóricos

El desempeño de una industria se evalúa tradicionalmente a través del concepto de eficiencia. En términos generales, la eficiencia técnica se refiere a la capacidad de una firma para producir el máximo producto para un

conjunto dado de insumos (Farrell, 1957).¹ Una forma comúnmente utilizada para medir la eficiencia técnica de una industria es la metodología de frontera estocástica (Aigner *et al.*, 1977). Esta técnica asume que, para una combinación de insumos, la máxima producción alcanzable por una industria está delimitada por una función paramétrica de insumos conocidos que involucran parámetros desconocidos y una medida de error. Entre menor sea la distancia del producto actual a la frontera estocástica o de “mejor práctica”, mayor la eficiencia técnica de la industria. Una frontera estocástica de la función de producción puede expresarse como:²

$$y_i = f(x_i, t; \beta) e^{\nu_i - u_i} \quad (1)$$

Donde y_i es la producción de la i -ésima industria $i=1,2,\dots,N$ en el periodo $t=1,2,\dots,T$; $f(x_i, t; \beta)$ representa la tecnología (frontera) de producción; x_i es un vector $(1 \times K)$ de insumos y otros factores que influyen en la producción asociado con la industria i -ésima en el periodo t ; β es un vector $(K \times 1)$ de parámetros desconocidos a estimar que indican la importancia relativa de cada uno de los insumos de producción; t es un indicador de tendencia temporal que sirve como proxy del cambio tecnológico.

La idea básica de la frontera estocástica es introducir un componente no negativo en el término de error de la función de producción para considerar la posibilidad de la ineficiencia técnica. El término de error en el modelo se divide en dos partes; el componente aleatorio tradicional (ν_i) y un nuevo componente de ineficiencia (u_i). La primera parte, ν_i , es un vector de errores aleatorios que se asumen iid, $N(0, \sigma^2_\nu)$, e independientemente distribuidos de u_i . Los ν_i 's capturan la variación aleatoria de la producción debido a factores fuera del control de las industrias (como variaciones en la demanda, huelgas o eventos fortuitos). La segunda parte, u_i , es un vector de variables aleatorias independientemente distribuidas y no negativas ($u_i \geq 0$), representa la ineficiencia técnica en el producto y se asume que es específico a la industria. En particular, u_i es el producto combinado de factores no relacionados con el precio y organizacionales que limitan a la industria de alcanzar la máxima producción posible para un conjunto de insumos y tecnología existente.

Así, cuando una industria alcance una eficiencia técnica total ($E = 1$), u_i toma el valor de 0 y cuando la industria enfrente problemas en este sentido ($0 < E < 1$), u_i toma un valor mayor a cero. La magnitud de los u_i 's determina la brecha de eficiencia, es decir, que tan lejos está el producto de una industria de su producción potencial. Se asume que tanto ν_i como u_i son independientes de los regresores. De este modo, la i -ésima industria enfrenta una frontera de producción estocástica -ecuación (1)-; con una parte determinística común a todas las industrias $f(x_i, t; \beta)$ y una parte específica a la industria, $e^{\nu_i - u_i}$.

La eficiencia técnica del i -ésimo productor en el t -ésimo tiempo puede expresarse como la razón del producto actual al máximo producto potencial:

$$E_i = \frac{f(x_i, t; \beta) e^{\nu_i - u_i}}{f(x_i, t; \beta) e^{\nu_i}} = \frac{y_i}{f(x_i, t; \beta) e^{\nu_i}} = e^{-u_i} \quad (2)$$

Debe notarse que la especificación de la frontera estocástica (1) permite que la ineficiencia técnica de una industria cambie en el tiempo. Incluir el tiempo como variable explicativa permite medir las tendencias en el cambio de productividad. Un aspecto adicional es la identificación de las fuentes de la ineficiencia técnica a nivel de las industrias. En la literatura existen en general dos modelos para analizar las diferencias de eficiencia entre las firmas o industrias. Estos modelos difieren según la especificación que le dan al término que recoge los efectos de ineficiencia técnica u_i .³

En este documento se sigue el modelo sugerido por Battese y Coelli (1995) para determinar las variables

¹ Existen otras definiciones similares; por ejemplo, para Koopmans (1951), la eficiencia técnica representa la capacidad y voluntad de una unidad económica para producir el máximo producto posible dado un nivel de insumos y tecnología.

² Suponiendo una función Cobb-Douglas expresada en logaritmos, la ecuación (1) puede expresarse como: $y_i = \beta x_i + (\nu_i - u_i)$.

³ El primer modelo, sugerido por Battese y Coelli (1992), establece una forma exponencial del tiempo para el componente de ineficiencia, y define $u_{it} = u_i e^{\eta t}$, donde u_i , $i=1,2,\dots,N$, son variables aleatorias no negativas iid, obtenidas de la truncación (en cero) de la distribución normal; η es un parámetro desconocido a estimar que representa la tasa de cambio en la ineficiencia técnica, es decir, determina si las ineficiencias son invariantes o no en el tiempo. Un valor positivo ($\eta > 0$) se asocia con una mejora en la eficiencia técnica de las industrias a través del tiempo. El modelo señala que los efectos de la ineficiencia para las industrias en periodos iniciales son una función exponencial determinística de los efectos de ineficiencia correspondientes a las industrias en el último periodo (es decir, $u_{it} = u_i$).

que generan la ineficiencia. Este enfoque permite estimar los parámetros que influyen en el nivel de eficiencia técnica simultáneamente con los cambios temporales de la eficiencia técnica y del cambio técnico. En el modelo se incorporan influencias exógenas para explicar cambios en el desempeño del productor⁴. En consecuencia, los efectos de eficiencia técnica se definen en términos de modelar la media de u_i como una función de características específicas a la industria. Al respecto, se asume que la eficiencia técnica afecta las u_i 's, las cuales tienen media δz_i y varianza σ^2_u . Este desarrollo permite mantener el supuesto que los factores que afectan la eficiencia técnica se distribuyen independientemente. Así, el modelo de ineficiencia puede especificarse como $u_i = g(z_i, \delta)$, donde $g(\bullet)$ es una forma funcional, que en general se asume lineal, por lo que ésta puede expresarse como:

$$u_i = \delta z_i + \omega_i \quad (4)$$

donde z_i es un vector ($L \times 1$) de variables explicativas relacionadas con la ineficiencia técnica específicas a la i -ésima industria que puede cambiar con el tiempo; δ es un vector ($1 \times L$) de parámetros desconocidos a estimar y η_i es un término de error que se distribuye normal $N(0, \sigma^2_\omega)$ truncada en $-\delta z_i$.⁵ En otras palabras, son variables aleatorias no observables, idénticamente distribuidas, obtenidas de la truncación de la distribución normal con media cero y varianza desconocida, σ^2 , con medias, δz_i , $i = 1, 2, \dots, N$; y $t = 1, 2, \dots, T$. Así, las medias serán diferentes para cada industria y periodos de tiempo pero las varianzas se asumen iguales.

Aparte, de acuerdo con Kumbhakar *et al.* (1991) las variables específicas a las industrias pueden tener efectos en la eficiencia y, por tanto, deben incorporarse directamente en la estimación de la frontera de producción⁶. Así, la literatura reconoce que si la eficiencia varía entre industrias o en el tiempo, es posible examinar los determinantes de esas variaciones a través de modelos de ineficiencia variantes en t .

De este modo, las ecuaciones (1), de la frontera estocástica y (4), de ineficiencia técnica, se estiman simultáneamente usando el método de máxima verosimilitud, obteniéndose el nivel de eficiencia técnica (E_i) de la forma:

$$E_i = e^{-u_i} = e^{(-\delta z_i - \eta_i)} \quad (5)$$

Los modelos de frontera estocástica de producción tienden a estimarse con la metodología de datos de panel y a considerar que la eficiencia técnica varía con el tiempo (Fried *et al.*, 1993). De esta manera, se puede plantear el siguiente modelo de panel:

$$\begin{aligned} \ln(y_i) &= f(x_i, \beta) + v_i - u_i = \beta_{0t} + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + v_i - u_i \\ &= \beta_i + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + v_i; i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \end{aligned} \quad (6)$$

4 Una de las ventajas prácticas del modelo de Battese y Coelli (1995) es que sigue una metodología de datos de panel, considerando usualmente a la ineficiencia en forma de efectos fijos, y elimina el requisito rígido de maximización de ganancias, aunque, por otro lado, establece el supuesto de eficiencia asignativa (Coelli, 1996). No obstante, el hecho que ninguno de los modelos contenga al otro, implica que no están anidados y, por ende, no se pueda definir algún conjunto de restricciones que permita probar cuál de las especificaciones es mejor.

5 Battese y Coelli (1995) establecen que la ineficiencia técnica, ecuación (4), puede modelarse en función de variables que también pueden aparecer en la ecuación (1) u otras características asociadas al desempeño de las industrias. Sin embargo, como señalan Kumbhakar y Lovell (2000), cuando se estiman simultáneamente las ecuaciones (1) y (4) se genera un problema de inconsistencia puesto que se asume que el término de ineficiencia técnica está idéntica e independientemente distribuido en (1), supuesto que se contradice al estimar la ecuación (4), en la que las ineficiencias se plantean como una función de factores específicos a la industria. Sin embargo, este problema de inconsistencia se evita si las variables explicativas del término de ineficiencia en (4) son diferentes de las explicativas en la (1), procedimiento que se realiza en este documento.

6 Existe una alternativa para determinar la eficiencia técnica entre las industrias que emplea una metodología de dos pasos donde las estimaciones del modelo de frontera estocástica se obtienen en primera instancia y en la segunda etapa los valores estimados de la ineficiencia se regresan en un vector de variables explicativas.

donde, y_i representa el producto de la i -ésima industria en el período t ; x_i denota un vector con los valores correspondientes a los insumos y otras variables relevantes, y β es un vector de parámetros a estimar. β_{0t} se interpreta como el intercepto de la frontera de producción común a todos los productores en el período t ; $\beta_i = \beta_{0t} - u_i$ es el intercepto para el productor i en el período t . El término u_i corresponde al componente de ruido y v_i es el componente, no negativo, de ineficiencia técnica variante en el tiempo. v_i se supone con las mismas propiedades señaladas para (1). Al estimar la ecuación (6) se obtienen los parámetros β de la función de producción y, al mismo tiempo, los valores de la eficiencia técnica de la industria i en el período t .

Además, todas las estimaciones se obtienen a través del procedimiento de máxima verosimilitud, donde la función de máxima verosimilitud se basa en una función de densidad conjunta para el término de error compuesto $(v_i - u_i)$. En este caso, la eficiencia puede calcularse para cada industria para cada año mediante:⁷

$$E(e^{u_i} : v_i + u_i) = \frac{1 - \phi(\alpha_a + \gamma(v_i + u_i)/\sigma_a)}{1 - \phi(\gamma(v_i + u_i)/\sigma_a)} = e^{[\gamma(v_i + u_i) + \sigma_a/2]} \quad (7)$$

donde $\sigma_a = \sqrt{\gamma(1-\gamma)\sigma^2}$, $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, $\gamma = \sigma_u^2/\sigma^2$; $0 < \gamma < 1$, y $\phi(\bullet)$ es la función de densidad de una variable aleatoria normal estándar (Battese y Coelli, 1988). Si $\gamma \rightarrow 0$ entonces una parte importante de la variación se debe a efectos estocásticos; si $\gamma \rightarrow 1$ implica que existen diferencias en la eficiencia técnica entre las industrias.

3. Aplicación empírica

La intención de este documento es doble; por un lado, se determina la eficiencia técnica entre las industrias manufactureras y las causas de la posible ineficiencia y, por el otro, clasificar a las industrias en función de sus niveles de eficiencia técnica.

Así, de acuerdo con Delgado y Álvarez (2001) en el enfoque de la frontera estocástica el análisis de la eficiencia parte de la estimación de la frontera de producción como función de diversos insumos, conjuntamente con la estimación de la ineficiencia técnica asociada. Al respecto, la literatura emplea tres formas funcionales de la función de producción: Cobb-Douglas (C-D), translog y CES. La forma funcional flexible más utilizada es la translog. Si bien esta especificación requiere de la estimación de más parámetros que la función C-D y la CES-, no impone las restricciones que esta última establece y, por tanto, generalmente se prefiere, a menos que una prueba de hipótesis determine que la mejor forma funcional es la C-D a pesar de las restricciones, o que la disponibilidad de datos impidan utilizar una función tipo translog (Coelli *et al.*, 2003).

En este sentido, la función translog es una generalización de la C-D, al considerar términos de cruzados y cuadrados como elementos. Se asume que esta función satisface las condiciones microeconómicas de monotonicidad y convexidad (Ryan y Wales, 2000). Sin embargo, las derivadas parciales no son constantes (Shao y Lin, 2001). Precisamente esta característica hace a la función translog más flexible y preferible que la C-D. Adicionalmente, una ventaja de la función translog es que se ajusta a cualquier tipo de tecnología productiva sin tener que imponer restricciones *a priori* sobre los rendimientos a escala. En contraste a la función C-D la translog permite relaciones de complementariedad y de sustituibilidad entre los factores en el modelo.⁸

Por ende, dado que la especificación C-D está anidada en el modelo translog, en el análisis se parte de la especificación translog. En cualquier caso, se emplean pruebas de razón de máxima verosimilitud para confirmar la forma funcional y especificación. Por ende, siguiendo a Fan (1991) y Karagiannis y Tzouvelekas (2001), la expresión (1) o (6) se especifica como una función translog, que se representa como:⁹

⁷ Los estimadores de β , σ^2 y γ , se obtienen al encontrar el máximo de la función definida en (7). Los estimadores máximo-verosímiles así hallados son consistentes y asintóticamente eficientes (Coelli *et al.* 1998).

⁸ Una desventaja de la función de producción translog es la posibilidad de problemas de multicolinealidad (Harris, 1999). Sin embargo, este problema no parece ser serio en este documento, puesto que la mayoría de los parámetros de segundo orden y cruzados de la función estimada son estadísticamente significativos. De igual manera, cabe señalar que la función de elasticidad de sustitución constante (CES), permite la posibilidad de valores de producción cero para un subconjunto de firmas, sin embargo, no se adecuada a los intereses de este documento ya que en la muestra disponible no se da ningún caso de valor de producción cero.

⁹ Se incorpora cambio técnico no neutral para considerar la posibilidad que la tasa marginal de sustitución entre los insumos sea no constante, esto es, que existan demandas de insumos asimétricas originadas por la adopción de

$$Lny_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k Lnx_{kit} + \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \beta_k Lnx_{kit} Lnx_{jit} + \beta_0 t + \sum_{k=1}^K \beta_k Lnx_{kit} t + e_i \quad (8)$$

donde $k, j = 1, \dots, K; 1, \dots, J$ indican los insumos convencionales usados en el proceso de producción; 10 $e_i = (v_i - u_i)$, v_i es el error aleatorio y u_i el término de ineficiencia. En este documento, y_i representa la producción que se aproxima por el valor agregado para la industria i ; $i = 1, 2, \dots, 3$ y el tiempo t ; $t = 1, 2, \dots, 2$, en millones de pesos de 2000. x_i es un vector (1×2) que contiene un término constante; cuatro insumos, capital (K), trabajo (L), capital humano (H) y un elemento de tecnología (A); una variable de tendencial temporal, t y 15 términos de interacción entre los insumos.

Se emplea el stock de la formación bruta de capital (SFB) como proxy del insumo K , en millones de pesos de 2000 que se construye con el método convencional del inventario permanente¹¹; L es el personal empleado en millones de personas (PE); el capital humano, H , es aproximado por el trabajo altamente calificado que representa el número de personas con educación de licenciatura más las de posgrado (H) y A es la tecnología que entra en el modelo como el stock del gasto en investigación y desarrollo total en el sector manufacturero como proporción del producto en esa industria que se estima de la misma forma que el stock de capital físico (SID).¹²

Las variables en el modelo de frontera de producción estocástica se expresan en desviaciones respecto a sus respectivas medias muestrales. Esto sólo es un cambio en las unidades de medida y no modifica los datos en sí mismos; sin embargo, tiene la ventaja que los parámetros de primer orden estimados en la función translog pueden ser interpretados directamente como estimaciones de las elasticidades de producción de los *inputs*, evaluadas en las medias muestrales (Coelli *et al.*, 2003). Por tanto, el modelo tiene $J=4$, $N=31$ y $T=22$ y la forma particular de la función de producción translogarítmica para cada una de las 31 industrias se expresa como:

$$y_i = \beta_0 + \beta_K K_i + \beta_L L_i + \beta_H H_i + \beta_A A_i + \frac{1}{2} \beta_K K_i^2 + \frac{1}{2} \beta_L L_i^2 + \frac{1}{2} \beta_H H_i^2 + \frac{1}{2} \beta_A A_i^2 + \beta_K K_i L_i + \beta_H K_i H_i + \beta_K K_i A_i + \beta_H L_i H_i + \beta_H L_i A_i + \beta_H H_i A_i + \beta_T T + \beta_T T^2 + \beta_K K_i T + \beta_L L_i T + \beta_H H_i T + \beta_A A_i T - v_i - u_i \quad (9)$$

Por otro lado, la ineficiencia técnica se especifica como una función lineal:

$$u_i = \sum_{m=1}^M \delta \tilde{x}_{mit} + \omega_i \quad (10)$$

avances tecnológicos. Por ejemplo, la innovación en procesos gerenciales y productivos, cambios en la estructura de mercado, nacional e internacional, mejoras periódicas en la capacidad de utilización son fuentes potenciales de ganancias de eficiencia en el tiempo que producen sesgo a favor del capital o trabajo (Machin y Van Reenen, 1998). También, admitir la posibilidad de cambio técnico no neutral, parece ser un supuesto más realista que el enfoque de cambio tecnológico neutral a la Hicks, puesto que no requiere considerar como punto de partida la existencia de rendimientos constantes a escala, lo que es compatible con la función translog empleada en este documento.

10 Si se estima la frontera estocástica mediante una función de producción C-D se tendría: $y_t = A x_1^{\beta_1} x_2^{\beta_2} e^{u_t}$, donde y es el producto, A una constante positiva, x_1 y x_2 insumos, β_1 y β_2 parámetros a estimar y u el término de error. Al linealizarse se tiene: $\ln(y_t) = \alpha + \beta_1 \ln x_{1t} + \beta_2 \ln x_{2t} + \xi_t$.

11 El stock de capital en t está dado por $sk_t = (1-\delta) \cdot sk_{t-1} + I_{t-1}$, donde δ es la tasa de depreciación e I es la inversión (formación bruta de capital) realizada en el periodo anterior. El stock de capital en $t-1$ se calcula como $sk_{t-1} = I_{t-1} / (k + d)$, siendo k la tasa de crecimiento promedio del producto (PIB) de largo plazo y la d la tasa de depreciación. I_t se estima mediante la regresión $I_t = \alpha + \beta_p$, con $\alpha = I_0$, y el stock inicial del capital como $sk_0 = I_0 / (k + d)$.

12 Alternativamente, el modelo se estimó con tres proxies del capital humano: trabajo altamente calificado que representa el número de personas con educación de posgrado ($H1$), el trabajo con calificación media ($H2$) y la participación del trabajo calificado en el total del trabajo manufacturero (KH) expresado en porcentaje. Asimismo, se probó el efecto de la variable tecnología aproximándola como el número de patentes concedidas en el sector manufacturero (PC). Los resultados no varían considerablemente por lo que se decidió utilizar como proxy del capital humano la variable H .

Donde se supone la influencia de dos factores en el nivel de ineficiencia (u_i), siendo uno de ellos un término independiente (ω_i). Los componentes incluidos en el vector z_i se asocian con cuatro variables: capital físico (K), capital humano (H), tecnología (A) y tiempo (T).¹³ Como proxy del capital físico se calcula el costo del uso del capital (CUC) en millones de pesos de 2000 puesto que en la medida que el capital sea más caro la producción tiende a desincentivarse.¹⁴ El capital humano entra en el modelo como la productividad laboral (PL), puesto que cabe esperar una relación positiva entre mano de obra con alta calificación y sus niveles de productividad y la tecnología se aproxima mediante los efectos *spillover* (S) que se miden como la participación de la inversión extranjera directa en las ventas domésticas en la i -ésima industria ya que teóricamente, uno de los beneficios derivados de la existencia de empresas extranjeras es el desbordamiento tecnológico en la economía doméstica.

Por último, en la ecuación de ineficiencia se incluye una variable de estructura de mercado (IL_i) para controlar las diferencias no observadas entre las industrias, derivadas de estructuras de mercado no competitivas que pueden llevar a ciertas firmas dentro de la i -ésima industria a alejarse del potencial de producción y, en el extremo, salir del mercado.¹⁵ De esta manera, el modelo de ineficiencia está dado por la siguiente expresión:

$$u_i = \delta_0 + \delta_1 S_i + \delta_2 PL_i + \delta_3 CUC_i + \delta_4 L_i + \delta_5 T + \omega_i \quad (11)$$

Al respecto, cabe esperar que el costo del uso del capital tenga un efecto positivo en los niveles de ineficiencia técnica de las industrias manufactureras mexicanas. Asimismo, la estructura de mercado y la competencia pueden tener un efecto considerable en el nivel de eficiencia técnica de las industrias. Así, si en un determinado mercado existe competencia intensa, las empresas con bajas tasas de utilización de insumos no serán lo suficientemente rentables y, eventualmente saldrán del mercado (Mayes *et al.*, 1994). Dado que las firmas menos eficientes salen del mercado la eficiencia técnica promedio en esa industria aumenta. En este sentido, se espera una relación positiva entre eficiencia técnica y competencia intensa (mayor concentración).

Alternativamente, a partir de una estructura de mercado de competencia perfecta con un elevado número de pequeños oferentes y un determinado nivel de competencia, un incremento en el poder de mercado puede llevar a una intensificación de la competencia y, en consecuencia, de la eficiencia promedio. Sin embargo, tal efecto puede ocurrir hasta alcanzar cierto nivel de concentración de mercado, a partir del cual una mayor concentración lleva a la reducción de la competencia y genera ineficiencias pues las pocas empresas eficientes que permanecen en el mercado tienen incentivos a disminuir su nivel de producción, creándose así una brecha entre el producto potencial y el efectivo. Por ende, la relación entre estructura de mercado y el nivel promedio de eficiencia técnica en una industria puede tener una forma de U-invertida (Caves y Burton, 1990)

Adicionalmente, se espera que la existencia de un cierto poder de monopolio lleve a un mayor nivel de producción si existen barreras a la entrada (y al comercio entre países) y la empresa puede segmentar mercados, cargando mayores precios al competitivo en un determinado mercado. No obstante, este efecto positivo del poder de mercado está limitado por las economías de escala, lo que puede generar una menor producción en el j -ésimo producto dentro de la i -ésima industria. Por último, la existencia de estructuras no competitivas se vincula con la diferenciación de producto, lo que implica que se produce una amplia gama de bienes y, por ende, en la medida que este rango de productos aumente, con las mismas capacidades de producción existentes, se crea una brecha entre la producción efectiva del bien j frente a la producción potencial de éste.

Por ende, resulta difícil especificar a priori, el grado en que el poder de mercado afecta el nivel de eficiencia técnica. En la literatura no existe un consenso respecto al signo en la relación entre ésta y la

¹³ Debe señalarse que los factores específicos de las industrias considerados en el modelo (10) afectan la media del término de error, es decir, de la ineficiencia técnica, por lo que variables de otro tipo pueden afectar de forma diferente el nivel de ineficiencia técnica en la muestra.

¹⁴ El costo del uso del capital se obtiene mediante la siguiente fórmula: $CUC_{it} = [V_t(\delta_t + r_t)] \times 100$; donde V_t es el valor de mercado de un nuevo activo a precios constantes, esto es, el precio relativo de una unidad de capital con respecto a la producción; δ_t la tasa de depreciación de un nuevo activo; y, r_t : el costo real del capital financiero, aproximado mediante el índice de precios implícito de la inversión en capital fijo dividido por el deflactor del PIB.

¹⁵ El índice de Lerner se calcula como: $IL = (p-c)/p$; donde p es el precio promedio en la industria manufacturera y c el costo marginal promedio al que se enfrentan las empresas dentro de esa industria.

concentración de mercado.¹⁶ Por esta razón, el signo en la relación entre poder de mercado y eficiencia técnica está indeterminado. Por el contrario, se espera un signo negativo del parámetro *CUC*. Mientras que los efectos *spillover* de la tecnología y la productividad laboral a nivel industrial pueden incentivar los niveles de eficiencia, por lo que los signos esperados de *S* y *PL* son positivos.

Las series se obtuvieron de diferentes fuentes entre las que están diversas bases de datos de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE) como la Stan DataBase for Industrial Analysis, el Banco de Información Económica del Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática y el Banco de México. Las industrias se agrupan de acuerdo a la Clasificación ISIC (International Standard Industrial Classification) revisión 3, con dos y tres dígitos; su descripción se presenta en el cuadro 1. Para obtener los precios constantes se emplea el índice de precios implícito en cada industria y, en su caso, el tipo de cambio real vigente en el 2000.

Cuadro 1. Definición de las industrias manufactureras (Clasificación SIC Rev. 3)

Codigo	Industria	Codigo	Industria
1	15-37 Industria Manufacturera Total	17	28 Productos fabricados con metales, excepto maquinaria y equipo
2	15-16 Productos alimenticios, bebidas y tabaco	18	29-33 Maquinaria y equipo
3	17-19 Textiles, productos de textiles, piel y calzado	19	29 Maquinaria y equipo, n.e.c
4	20 Madera y productos de madera	20	30-33 Equipo óptico y eléctrico
5	21-22 Papel, pulpa, productos de papel, impresiones y publicaciones	21	30 Maquinaria de oficina y equipo de cómputo
6	23-25 Productos químicos, caucho, plásticos y combustibles	22	31 Maquinaria eléctrica y aparatos, n.e.c.
7	23 Petróleo refinado, productos del petróleo y combustibles nucleares	23	32 Equipo de comunicaciones, radio y televisión
8	24 Químicos y productos químicos	24	33 Equipo médico, de precisión y óptico y relojes
9	24-2423 Productos químicos excepto farmacéuticos	25	34-35 Equipo de transporte
10	2423 Productos farmacéuticos	26	34 Vehículos de motor, trailers y semi-trailers
11	25 Caucho y productos de plástico	27	35 Otro equipo de transporte
12	26 Otros productos minerales no metálicos	28	351 Reparación y construcción de barcos y botes
13	27+28 Metales básicos y productos metálicos fabricados	29	353 Aviones y naves espaciales
14	27 Metales Básicos	30	352+359 Otros equipos de transporte y ferrocarril
15	271+2731 Acero y hierro	31	36+37 Otras manufacturas, n.e.c.
16	272+2732 Metales no ferrosos		

ISIC Rev. 3: International Standard Industrial Classification, Revisión 3. Organización de las Naciones Unidas

Fuente: elaboración propia con base en OCDE, STAN Bilateral Trade Database (BT D)

El conjunto de datos obtenidos permite estimar un modelo de datos de panel no balanceado para el periodo 1985 a 2006 con datos anuales; consiste de 682 observaciones para 31 unidades transversales y 22 años. Las estimaciones de máxima verosimilitud del modelo se obtienen mediante el programa Frontier 4.1, que permite una estimación del modelo de frontera estocástica de un solo paso al tiempo que estima los parámetros de las variables incluidas en la explicación de la ineficiencia. Asimismo, en el cuadro 2 se presentan las principales estadísticas descriptivas de las series empleadas.

Cuadro 2. Estadísticas descriptivas de las variables (función de producción y de ineficiencia)

Variable	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	DE	CV	JB	Prob
<i>CUC</i>	60.9	47.9	134.4	35.6	29.391	0.483	4.447	0.054
<i>H</i>	4178000	4007000	6765000	2060000	1611993	0.386	1.977	0.372
<i>IL</i>	0.465	0.474	0.499	0.339	0.043	0.092	4.456	0.052
<i>PE</i>	3770085	3344755	4951366	3000160	714284	0.189	2.653	0.265
<i>PL</i>	90.832	90.150	115.900	71.400	14.234	0.157	1.542	0.463
<i>S</i>	0.066	0.062	0.159	0.034	0.025	0.383	3.837	0.110
<i>SFB</i>	43875.3	42801.0	61992.3	29541.6	10005.5	0.228	1.426	0.490
<i>SID</i>	1921.0	1874.0	2714.2	1293.4	438.1	0.228	1.426	0.490
<i>VA</i>	8149.7	7622.3	11276.9	5546.1	1921.8	0.236	1.858	0.395

DE: desviación estándar; JB: Jarque-Bera; Prob: probabilidad; N: 660 observaciones

Fuente: elaboración propia.

Por otro lado, uno de los intereses de este documento es realizar distintas pruebas de especificación sobre las estimaciones de la función de producción estocástica y del modelo de ineficiencia para señalar ciertas características de

¹⁶ La literatura de la organización industrial define dos teorías alternativas con respecto a la relación existente entre la concentración del mercado y la rentabilidad. La primera teoría de poder de mercado (Bain, 1951), señala que los mercados más concentrados favorecen los acuerdos colusivos entre empresas y, por tanto, permiten a las mismas alcanzar beneficios extraordinarios. En contraste, la segunda teoría de estructura eficiente (Demsetz, 1973 y Peltzman, 1977), argumenta que las empresas más eficientes con una mejor organización y gestión de recursos, disfrutaron de menores costos de producción y, por tanto, pueden alcanzar mayores beneficios, lo que permite ganar cuota de mercado y, en última instancia, favorecer una mayor concentración de los mercados.

las industrias manufactureras y determinar cuál es el mejor modelo para el análisis. Estas pruebas de hipótesis pueden realizarse usando el test estadístico de máxima verosimilitud generalizado (LR), que requiere que el modelo sea estimado bajo la especificación de la hipótesis nula y la especificación de la hipótesis alternativa. El test LR se define por:

$$R = -2\{\hat{L} [L(H_0)] - \hat{L} [L(H_1)]\} \quad (13)$$

donde $L(H_0)$ y $L(H_1)$ son los valores logarítmicos de la función de verosimilitud bajo las hipótesis nula y alternativa, H_0 y H_1 , respectivamente. Si H_0 es verdadera, se asume comúnmente que la prueba LR tiene una distribución chi-cuadrada con grados de libertad igual al número de restricciones establecidas en la hipótesis nula. No obstante, si $H_0: \gamma = 0$ no es cierta, el estadístico LR tiene una distribución asintótica que es una combinación lineal de distribuciones χ^2 (Coelli, 1995). Para los intereses de este documento, se contrastan cuatro hipótesis: *i*) no efectos de ineficiencia técnica, *ii*) cambio técnico cero, *iii*) presencia de progreso técnico neutral y, *iv*) forma funcional de la función de producción.

Dado que es posible que no exista ineficiencia técnica en la industria *i* o que las variables que supuestamente originan tal ineficiencia no sean significativas, se debe evaluar la hipótesis nula que dichas variables sean todas iguales a cero. En caso de no rechazar la hipótesis de que los parámetros de esas variables sean cero, el modelo se reduce a uno con término de error con distribución normal truncada. Por el contrario, si no se rechaza la hipótesis que todos los parámetros, tanto los aleatorios como los determinísticos, del término de error relacionado con la eficiencia sean iguales a cero, indicaría que dicho término (u_{it}) es redundante en la modelización (Kumbhakar *et al.*, 2000). En ese caso se podría estimar la función promedio tradicional para cada industria, lo que implicaría que todas las industrias son eficientes.

Formalmente, esta hipótesis se plantea como H_0 : ausencia de efectos de ineficiencia técnica, por lo tanto el valor de γ es cero, y los coeficientes de la frontera de producción pueden estimarse usando el modelo clásico de Mínimos Cuadrados Ordinarios ($H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_M = 0$); y H_1 : el valor de γ es distinto de cero, esto implica la existencia de efectos de ineficiencia, por lo cual la estimación máximo-verosímil propuesta es adecuada ($H_0: \gamma > 0$).¹⁷

Además, puesto que la muestra temporal es relativamente amplia, cabe esperar que exista cambio técnico en las industrias, lo que se prueba mediante la hipótesis nula que supone la no existencia de cambio técnico. En términos formales: $H_0: \beta_j = \beta_{jt} = \beta_{jt} = 0, \forall k$, lo que implica que los parámetros de interacción entre los insumos y el tiempo son cero, esto es, que ninguno se ve afectado por el tiempo; y $H_1: \beta_j \neq \beta_{jt} \neq \beta_{kt} \neq 0, \forall k$, es decir, que al menos uno de los insumos provoca un cambio técnico con el paso del tiempo. Asimismo, como se pueden tener parámetros asociados a los insumos que sean significativos pero que no lo sean cuando se considera la tendencia temporal puede pensarse que existe cambio técnico neutral a la Hicks,¹⁸ lo que implica probar que los parámetros correspondientes a la interacción de la tendencia temporal con los insumos sean todos iguales a cero, es decir: $H_0: \beta_{kt} = 0, \forall k$, frente $H_1: \beta_{kt} \neq 0, \forall k$.¹⁹

La cuarta hipótesis se relaciona con la especificación de la función de producción. Por tanto, se prueba la validez de la función translog frente a la función Cobb-Douglas. La hipótesis nula señala que la tecnología es Cobb-Douglas ya que los parámetros de segundo orden son todos cero ($H_0: \beta_{jl} = 0, \forall j, l$), mientras que la alternativa dice que la tecnología es del tipo translog puesto que no todos los parámetros de segundo orden son cero ($H_1: \beta_{jl} \neq 0, \forall j, l$).

4. Análisis empírico

Los resultados del modelo de frontera de producción estocástica, ecuación (9), y del modelo de ineficiencia técnica, ecuación (11), se muestran en el cuadro 3. Un signo positivo en los parámetros de la primera ecuación implica que los insumos tienden a aumentar el nivel de producción; mientras que un signo negativo en el segundo modelo indica que un aumento en el valor de las variables resulta en una reducción de la ineficiencia.

Considerando los parámetros de primer orden, β_k , se observa que todos tienen el signo positivo esperado y significativo, excepto para *SID* (β_s), favoreciendo entonces el nivel del valor agregado en la industria manufacturera.

¹⁷ Si se acepta la nula de $\gamma = 0$, entonces $\sigma_u^2 = 0$ y, por lo tanto, este término puede excluirse del modelo.

¹⁸ El cambio técnico neutral en el sentido de Hicks se refiere a que las productividades marginales relativas de los factores productivos se mantienen constantes para una proporción dada de factores.

¹⁹ La inclusión del tiempo como variable permite suponer que los cambios de la frontera de producción en el tiempo se originan por el cambio técnico. En el modelo, se considera que existe cambio tecnológico ahorrador (empleador) del insumo *k* si β_{kj} es positivo (negativo). Como se dijo, será neutral si las β_{kj} son todas iguales a cero.

La variable que más contribuye a agregar valor es el capital humano (licenciatura y posgrado). El trabajo capacitado muestra una mayor productividad que cualquier otro insumo, por ejemplo, es 7.6 veces más productivo que el trabajo (*PE*). No obstante, el capital es un elemento de gran relevancia para las industrias manufactureras al contribuir notablemente a agregar valor, solo por debajo de *H*. Por último, el coeficiente estimado de *PE*, de bajo valor pero positivo y significativo, implica la estandarización de los procesos de producción y la incuestionable necesidad de seguir contratando mano de obra de baja calificación.

En contraste, el gasto en I+D muestra signo negativo y significativo, lo que implica que aumentos en el uso de esta variable contraen el valor agregado manufacturero. Este resultado señala la ineficiencia del gasto en I+D. En consecuencia, las empresas manufactureras pueden generar mayor valor restringiendo la inversión en actividades de innovación. Todo lo anterior insinúa que la evolución del sector manufacturero mexicano depende fuertemente del uso intensivo de mano de obra con elevada capacitación apuntalado con el empleo de bienes de capital. Además, las posibilidades de sustitución entre trabajo cualificado y capital parecen amplias dentro de las estrategias de producción de las empresas; sin embargo, las complementariedades tecnológicas parecen débiles.

Cuadro 3. Estimación de la Función de Producción de Frontera Estocástica para 31 industrias manufactureras, 1985-2006

		Coefficiente	Error Estándar	t-ratio
<i>Función de producción de frontera</i>				
C	β_0	5.7492	2.2171	2.5930 *
SFB	β_1	3.3496	1.3857	2.4173 *
PE	β_2	0.4134	0.5479	0.7544
H	β_3	3.5559	1.8592	1.9126 **
SID	β_4	-1.1224	0.5078	-2.2103 *
T	β_5	0.7114	0.2200	3.2336 *
SFB×SFB	β_6	0.1934	0.0173	11.1585 *
PE×PE	β_7	0.1019	0.0254	4.0165 *
H×H	β_8	0.1955	0.1406	1.3912 **
SID×SID	β_9	-0.1475	0.0224	6.5978 *
T×T	β_{10}	0.0025	0.0036	0.6896
SFB×PE	β_{11}	-0.0313	0.0161	-1.9507 **
SFB×H	β_{12}	0.0227	0.0267	0.8491
SFB×SID	β_{13}	0.1449	0.0172	8.4075 *
SFB×T	β_{14}	-0.0031	0.0024	-1.2926 ***
PE×H	β_{15}	0.0763	0.0350	2.1792 *
PE×SID	β_{16}	0.0086	0.0139	0.6206
PE×T	β_{17}	-0.0040	0.0035	-1.1621 **
H×SID	β_{18}	0.0533	0.0278	1.9181 **
H×T	β_{19}	-0.0471	0.0145	-3.2521 *
SID×T	β_{20}	0.0044	0.0028	1.5740 **
<i>Modelo de efectos de ineficiencia</i>				
C	δ_0	2.9730	1.4033	2.1190 *
S	δ_1	1.1377	0.5353	2.1251 *
PL	δ_2	-1.1661	0.5183	-2.2499 *
CUC	δ_3	2.9002	1.2705	2.2827 *
IL	δ_4	-1.1171	0.6439	-1.7349 **
T	δ_5	-0.0046	-0.0056	0.8214
$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$	σ^2	0.2717		
$\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$	γ	0.9952		
Log-likelihood		-796.52		
LR test		179.69		

* y ** indican que el parámetro es significativo al 1 y 5%, respectivamente

Fuente: elaboración propia con base en resultados del programa Frontier 4.1

Además, los parámetros estimados señalan que la producción manufacturera durante el periodo se caracterizó por rendimientos crecientes a escala, esto es, aumentos en los insumos llevaron a incrementos más que proporcionales en el valor agregado.²⁰ De este modo, aumentos en el tamaño de las firmas tienden a aumentar la producción más que proporcionalmente acompañados de costos de producción unitarios menores. Esto permite suponer que existen efectos de escala positivos en la eficiencia técnica.

Antes de interpretar los coeficientes del modelo de ineficiencia, se señalan los resultados de las pruebas de hipótesis (cuadro 4). En primer lugar se determina si existen efectos de ineficiencia en el modelo y, que por tanto, la estimación máximo-verosímil es adecuada. Al respecto, la hipótesis nula $\gamma=0$ se rechazó al 1% de significancia; esto es, especificar una función de producción promedio en la que se asuma que todas las industrias sean eficientes

²⁰ Las elasticidades de producción se calculan a partir de los parámetros estimados en la ecuación (9), es decir, . Por tanto, se tiene que la suma de los coeficientes asociados es en promedio mayor a uno en el periodo.

técnicamente no es una representación adecuada para el sector manufacturero mexicano. Ello significa que la mayor parte del error aleatorio se explica por la varianza en la ineficiencia técnica de las empresas. En otras palabras, el hecho que el parámetro estimado γ sea cercano a uno ($\gamma=0.995$) implica que el error estadístico compuesto se debe a los efectos de ineficiencia técnica (u_{jt}) y que el error aleatorio (v_{jt}) es aproximadamente cero.²¹ En consecuencia, la ineficiencia técnica es una variable relevante en la explicación de las variaciones del valor agregado de la manufactura mexicana.

La segunda hipótesis que se probó fue la existencia de cambio tecnológico. Como la variable t se entiende como una proxy de este cambio, entonces se determina que no hay cambio técnico si todos los parámetros asociados con el tiempo son cero ($\beta_t = \beta_{jt} = 0$, para toda j).²² Así, no se puede rechazar la hipótesis de cambio técnico a un nivel de significancia del 1%. Asimismo, se comprobó que ese cambio es neutral en el sentido de Hicks, es decir, se rechaza el argumento que el cambio técnico haya favorecido la utilización de uno de los insumos considerados. Por tanto, la existencia de ineficiencia técnica puede explicarse por la no explotación de la mayor contribución marginal del factor capital humano respecto a la del capital o del trabajo, ya que se no se presenta sesgo en el uso de algún insumo debido al cambio técnico.

Cuadro 4. Pruebas de especificación del modelo

Hipótesis	H ₀	Test LR	Valor crítico (χ^2_{α})	Decisión
Ausencia de efectos de ineficiencia	$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$	14.701	$\chi^2_{6} = 13.674$	Rechazo H ₀
No existe cambio técnico	$\beta_t = \beta_{1t} = \beta_{2t} = \beta_{3t} = \beta_{4t} = \beta_{5t} = 0$	181.330	$\chi^2_{7} = 15.277$	Rechazo H ₀
No hay cambio técnico neutral a la Hicks	$\beta_{Kt} = \beta_{Lt} = \beta_{Ht} = \beta_{At} = 0$	194.466	$\chi^2_{4} = 10.303$	Rechazo H ₀
Función de producción tipo Cobb-Douglas	$\beta_{jt} = 0, \forall j, l$	72.110	$\chi^2_{15} = 27.145$	Rechazo H ₀

El estadístico LR se define como: $LR = -2 \{ \ln[L(H_0)/L(H_1)] \} = -2 \{ \ln[L(H_0)] - L(H_1) \}$. LR se distribuye como una chi-cuadrada con grados de libertad igual al número de restricciones establecidas en la hipótesis nula, esto es, igual al número de parámetros que se igualan a cero EN la hipótesis nula. En el contraste con H₀: $\gamma = 0$ el estadístico LR sigue una distribución chi-cuadrado mixta. Los valores críticos se obtienen de Kodde y Palm (1986).

*En todos los casos $\alpha=0.05$

Fuente: elaboración propia con base en los resultados del programa Frontier 4.1

La última hipótesis señala que la tecnología en las industrias manufactureras mexicanas es tipo Cobb-Douglas ($\beta_{jt} = 0$, para toda j y l), la cual se rechazó al 1% de significancia. Aceptándose que la especificación translog representa adecuadamente la tecnología prevaleciente en cada industria, es decir, que los términos de interacción son importantes en la determinación del valor agregado y de los efectos de escala. Por ende, las estimaciones se realizan sobre una forma funcional translog que al presentar mayor flexibilidad en los términos permite la sustitución de factores, así como un ajuste instantáneo de los insumos (Díaz-Bautista, 2007).²³

Por otro lado, como se rechazó la ausencia de efectos de ineficiencia, considerar los coeficientes estimados permite entender las causas de tal ineficiencia técnica. En general, se encuentra que no todas las variables explicativas de la ineficiencia técnica tienen el signo esperado aunque todas son estadísticamente significativas (IL al 95% de confianza). Específicamente, un aumento en la productividad laboral (PL) y de la variable asociada con la estructura de mercado en cada industria (IL) tiende a eliminar la diferencia entre el producto actual y el potencial. De esta manera, existe una correlación negativa entre estas dos variables y la ineficiencia técnica. Prácticamente, ambas variables muestran un efecto de igual magnitud y significancia estadística.

El signo y significancia de todas las variables en este modelo es un resultado interesante por distintas razones. Primero, dado el efecto positivo del capital humano, que incluye personal con licenciatura y posgrado, encontrado en la estimación de la función de producción de frontera, y el impacto favorable de la productividad laboral en la reducción de la ineficiencia, puede pensarse que la formación de trabajo de alta calificación que se incorpora al sector manufacturero potencializa las capacidades de estas industrias mediante el aumento de la eficiencia del trabajo. Por ende, parece que las políticas educativas han impactado en la competitividad que disfrutaban las empresas manufactureras.

²¹ Donde el valor del parámetro está dentro del intervalo cerrado [0,1].

²² El cambio tecnológico puede medirse por los cambios del producto a lo largo del tiempo manteniendo constante el uso de las variables-insumo. Así, la primera derivada parcial de la función de producción respecto al tiempo determina la tasa de cambio tecnológico.

²³ De cualquier manera se realizaron estimaciones tanto de la función translog como de la Cobb-Douglas, determinándose que la primera produce un mejor ajuste, ya que reduce la magnitud del término compuesto de error.

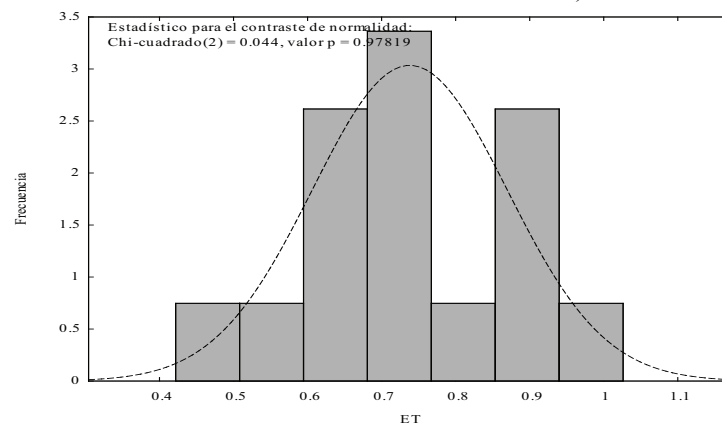
Segundo, se observa que el poder de mercado impacta positivamente en los niveles de eficiencia.²⁴ Si se combina esta situación con el hecho que existen rendimientos crecientes, puede pensarse que la concentración de mercado está asociada más a la escala de producción, es decir, se relaciona con la conducta de la firma. Por ejemplo, si la empresa aumenta el volumen de su oferta que le permiten a ganar poder de mercado llevándola, en última instancia, a mejorar su eficiencia técnica. Esta situación está en línea con la teoría de la economía industrial que argumenta que la conducta modifica la estructura y, de esta manera, el desempeño de las firmas (Tirole, 1990).

Tercero, la presencia de empresas extranjeras, a través del efecto de la IED en las ventas domésticas (S), parece generar distorsiones en la forma de producir de las firmas manufactureras, puesto que el signo de δ_i es positivo. Esto sugiere que existen limitados efectos desbordamiento y de aprendizaje, derivados de la operación de este tipo de firmas internacionales ya sea en términos de producto, procesos, encadenamientos, capacitación o difusión de tecnología importada. Alternativamente, puede pensarse que en general la operación de las firmas extranjeras es en áreas básicas (ensamble o maquila, sin actividades de diseño o innovación), al tiempo que depende de las decisiones de las matrices, lo que no contribuye a mejorar los niveles de eficiencia en las industrias.

Cuarto, el signo del coeficiente de CUC es el esperado. Esto significa que el costo de una unidad adicional de capital es más elevado, por lo que aquellas firmas que accedan a este insumo lo harán en condiciones menos favorables, limitando en consecuencia su nivel de eficiencia. De igual modo, las empresas que opten por no hacer uso de este factor, verán restringida su capacidad utilizada. Esto es, el empleo de nuevas unidades de capital puede no justificar la contratación de trabajo adicional u otros insumos generándose esa ineficiencia técnica.

Asimismo, las estimaciones máximo-verosímiles proporcionan una medida de eficiencia técnica para cada industria. La distribución de la eficiencia manufacturera promedio se muestra en la gráfica 1; se observa una distribución normal con varianza reducida. Las eficiencias medias anuales se agrupan de forma relativamente simétrica alrededor de la media. El valor más bajo de la eficiencia se registró en el primer año de la muestra ($ET_{1985}=0.710$), mientras que la máxima eficiencia se alcanzó en el año 2001 ($ET_{2001}=0.921$).

Gráfica 1. Distribución de las medidas de eficiencia técnica, 1985-2006



ET: eficiencia técnica promedio con media 0.7379, desviación estándar 0.1315, N=31, y estadístico Jarque-Bera 0.4558 y probabilidad 0.7962
Fuente: elaboración propia

En general, durante el periodo se aprecia una eficiencia moderada; se tienen 8 años donde los valores medios son superiores al 90%, 10 años con eficiencias medias mayores al 80% y 3 años con eficiencia menor al 80%. En los primeros tres años de la muestra (1985-86) el nivel de eficiencia técnica fue bajo (71, 77 y 78%, respectivamente).

²⁴ En mercados con barreras a la entrada los productores disfrutaban de algún grado de poder de mercado que les permiten obtener beneficios extraordinarios. En consecuencia, esas firmas pueden no producir en el nivel máximo dados los insumos y la tecnología. Así, es posible que las estructuras de mercado no competitivas, en particular, oligopólicas y monopólicas, alojen firmas poco eficientes generando un efecto de ineficiencia a nivel industrial.

De hecho, antes de la intensificación de la apertura comercial en 1994, la eficiencia técnica promedio fue de 81%; mientras que en el subperiodo 1994-2006 ésta fue del 90%, lo que parece deberse precisamente a los mayores intercambios comerciales principalmente con Estados Unidos.

Considerando dos años en particular (inicio y fin del periodo) es posible hacer comparaciones entre las industrias (cuadro 5). Así, se registra una baja eficiencia media en 1985 de 0.710. Las industrias más eficientes fueron otros equipos de transporte (0.998), equipo médico, de precisión y óptico y relojes (0.980), y maquinaria y equipo (0.906), lo que puede deberse, por ejemplo, a que al ser industrias relativamente maduras la necesidad de emplear unidades adicionales de capital (cuyo costo es elevado) es baja y, por tanto, les permitió acercarse a su producto potencial. Por el contrario, las industrias menos eficientes fueron aviones y naves espaciales (0.308), productos metálicos (0.399) y petróleo refinado y sus productos (0.423). Estos bajos niveles se explican por la naturaleza de estas industrias que requieren de amplias importaciones de bienes de capital lo que generó una brecha entre el producto efectivamente alcanzado y el potencial.

En el año 2006, la eficiencia media fue de 0.898, registrando una tasa de crecimiento cercana al 26.4%. Todas las industrias registraron aumentos en eficiencia (excepto las industrias 20, 272 y 33), indicando un claro proceso de aprendizaje en las manufacturas mexicanas. Las industrias más eficientes se agrupan en el sector de equipo de transporte automotriz, y en particular, otro equipo de transporte (0.944), vehículos de motor (0.937) y reparación y construcción de barcos (0.940). Obsérvese que la industria de aviones y naves espaciales registró un pobre desempeño de eficiencia en el primer año, mejorando notablemente sus capacidades al presentar un crecimiento del 200% en la eficiencia. Como el capital humano es factor esencial para la producción, y la productividad laboral tiende a reducir la ineficiencia (cuadro 3), una estrategia que combina estos actores (empleando intensivamente personal calificado) ha permitido reducir los niveles de ineficiencia.

Cuadro 5. Eficiencia técnica en la industria manufacturera mexicana

Industria	1985	Ranking	2006	Ranking
15-37	0.795	11	0.944	4
15-16	0.898	4	0.943	5
17-19	0.727	14	0.929	13
20	0.625	24	0.569	31
21-22	0.682	19	0.898	21
23-25	0.820	10	0.934	10
23	0.423	29	0.981	1
24	0.844	8	0.909	18
24-2423	0.671	20	0.913	16
2423	0.729	13	0.940	8
25	0.542	27	0.872	24
26	0.833	9	0.902	20
27+28	0.705	17	0.864	25
27	0.762	12	0.848	27
271+2731	0.613	25	0.835	29
272+2732	0.867	6	0.833	30
28	0.399	30	0.881	23
29-33	0.691	18	0.845	28
29	0.906	3	0.940	6
30-33	0.574	26	0.920	15
30	0.660	22	0.912	17
31	0.719	16	0.891	22
32	0.724	15	0.907	19
33	0.980	2	0.855	26
34-35	0.667	21	0.952	2
34	0.640	23	0.937	9
35	0.495	28	0.944	3
351	0.847	7	0.940	7
353	0.308	31	0.933	12
352+359	0.998	1	0.929	14
36+37	0.877	5	0.934	11
Eficiencia promedio	0.710		0.898	

*Posición de la industria i en términos de eficiencia técnica en el ranking de eficiencia total.

Fuente: elaboración propia con base en los resultados del programa Frontier 4.1

En contraste, las industrias con menores niveles de eficiencia fueron madera y productos de madera (0.569), metales no ferrosos (0.833) y acero y hierro (0.835). De nuevo, las mayores importaciones de bienes de capital, la relativamente alta participación de pocas empresas (algunas extranjeras) en esos mercados, o la apertura comercial pudieron generar el limitado nivel de eficiencia en éstas.

En general, debe recordarse que se determinó la existencia de cambio técnico, por lo que las industrias que pasaron de posiciones altas a bajas en el ranking de eficiencia (pero con mayores niveles absolutos de eficiencia, como es el caso de la industria química y sus productos), enfrentan mejoras de eficiencia pero a un ritmo menor al desplazamiento de la frontera de producción. Mientras que las industrias con mejores posiciones y mejoras de eficiencia se mueven más rápidamente hacia esa frontera de producción o de “mejor práctica” (vehículos de motor, por ejemplo).

Cuadro 6. Clasificación de la eficiencia técnica, por año e industria

Año	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Eficiencia
	Baja	Media	Alta	Media
1985	21	8	2	0.645
1986	19	7	5	0.672
1987	19	9	3	0.761
1988	20	11	0	0.765
1989	8	22	1	0.843
1990	6	21	4	0.879
1991	4	23	4	0.881
1992	2	24	5	0.897
1993	3	24	4	0.900
1994	1	20	10	0.919
1995	2	25	4	0.878
1996	2	29	0	0.894
1997	2	18	11	0.916
1998	1	23	7	0.911
1999	0	22	9	0.927
2000	0	19	12	0.922
2001	0	15	16	0.932
2002	1	12	18	0.928
2003	1	16	14	0.928
2004	2	21	8	0.905
2005	1	12	18	0.923
2006	1	16	14	0.916

La eficiencia técnica se clasifica en tres grupos: grupo 1, de baja eficiencia cumple con $ET \leq 0.82$; grupo 2, de eficiencia media cae en el intervalo $0.82 < ET \leq 0.92$; y grupo 3, de alta eficiencia, cuando $0.92 < ET \leq 1.0$.

Esta propuesta de clasificación fue realizada por Kompas y Nhu (2004).

Una valor de la eficiencia menor al 0.9 representa que la producción está por debajo de la producción potencial en 10% o más, por lo que se clasifica como baja eficiencia técnica.

Fuente: elaboración propia con base en resultados de Frontier 4.1

En este sentido, los valores de la eficiencia permiten clasificar a las industrias en tres grupos diferentes: eficiencia baja, media y alta. En el cuadro 6 se observa que en los primeros cuatro años de la muestra existe una marcada concentración de las industrias en el grupo 1, esto es, más de la mitad de las industrias reflejaron niveles pobres de eficiencia.

Desde 1989 se presentan claras mejoras de eficiencia (la eficiencia promedio brinca de 0.775 en 1988 a 0.834 en 1989). De forma alternada, los grupos de eficiencia media y alta congregan a la mayoría de las industrias, aunque tienden a concentrarse en el grupo 2. Así, al parecer las industrias se han acercado con el tiempo al nivel de producción de “mejor práctica”. Además, en términos agregados, en el 2006, se tienen más industrias más eficientes que en 1985. Este resultado indica un evidente incremento de la eficiencia manufacturera;²⁵ No obstante, también parece que han alcanzado un umbral de eficiencia media.

²⁵ Sin embargo, esto debe comprobarse mediante un estudio a nivel empresa puesto que solo algunas dentro de cada industria pueden mostrar eficiencias mayores que compensan las menores eficiencias del resto de las empresas.

Cuadro 7. Características de los grupos de eficiencia técnica
(participación en el total)

Variables	Nivel de eficiencia técnica		
	Bajo	Medio	Alto
Valor agregado	0.32	32.13	67.55
Formación bruta de capital	0.48	46.87	52.65
Personal empleado	4.24	44.94	50.82
Índice de Lerner*	0.50	0.58	0.59
Inversión extranjera directa	0.19	42.76	57.05
Exportaciones	2.65	57.54	39.81
Ventas domésticas	0.52	40.66	58.81
Tamaño relativo de la firma**	4.24	44.94	50.82

*valor del índice de Lerner (poder de mercado)

**total de trabajadores en la industria *i* respecto al total de trabajadores en la manufactura

Fuente: elaboración propia con base en resultados de Frontier 4.1

Si se combinan las medidas de eficiencia estimadas con un determinado conjunto de características de las industrias reflejado en ciertas variables, se puede determinar el perfil de industrias manufactureras eficiente en relación a los tres grupos señalados arriba. El conjunto de las características más relevantes para cada grupo de eficiencia se muestra para el año 2006 en el cuadro 7. Se consideran las variables más importantes incluidas en este documento junto con otras de innegable relevancia (por ejemplo, inversión extranjera directa, exportaciones, ventas domésticas, tamaño relativo de la firma). Existen diferentes aspectos de interés que pueden señalarse.

Primero, el grupo de alta eficiencia es el que más valor agrega (68% del total) a diferencia del grupo de menor eficiencia (0.32%), esto es, entre más cerca se este de la “mejor práctica” mayor valor puede generarse. Segundo, parece que para ser eficientes se debe invertir en capital, puesto que el grupo 3 es el que mayor proporción de la FBK emplea (53% del total). Tercero, aunque está sujeto a pruebas econométricas, las industrias intensivas en mano de obra son menos eficientes, puesto que el grupo de menor eficiencia contrata, en términos relativos, trabajo en mayor proporción que el grupo tres. Cuarto, las estructuras de mercado no competitivas generan mayor eficiencia técnica; en el grupo eficiente el índice de Lerner es donde alcanza el mayor valor.

Quinto, parece existir un umbral de eficiencia necesario para participar en los mercados internacionales (grupo intermedio es el que más exporta). Asimismo, parece que si una industria es más eficiente prefiere vender domésticamente. Sexto, en línea con los resultados anteriores, cuanto más grande sea una firma y cuanto mayor sea la IED, menor es la ineficiencia que se encuentra.

Adicionalmente, se puede analizar la eficiencia técnica considerando la importancia de las intensidades tecnológicas en las industrias. A priori, puede pensarse que la eficiencia técnica será más alta en aquellas industrias que emplean intensivamente la tecnología. La combinación de estas dos variables permite establecer un criterio adicional en la clasificación de las industrias eficientes. Siguiendo la clasificación de la OCDE (1986), que se basa en las intensidades tecnológicas, se tienen cuatro grupos de industrias: de baja tecnología (IBT), de tecnología media baja (ITMB), de tecnología media alta (ITMA) y de alta tecnología (IAT).²⁶

El cuadro 8 no permite apreciar una clara relación entre eficiencia y actividades de I+D. Esto es, en 2006 el 13.6% del total de las industrias tienen niveles de eficiencia superiores al 0.92 y son consideradas como de tecnología media alta y 9.1% registra esos niveles de eficiencia y es al mismo tiempo industria de alta tecnología. Iguales porcentajes se registran para las industrias de tecnología baja y media baja; no obstante, las industrias de tecnología alta y media alta no tienen niveles de baja eficiencia. En otras palabras, las industrias “tecnológicas” (ITMA + IAT) son mediana o altamente eficientes.

²⁶ La OCDE agrupa a las industrias por actividades en donde el determinante de las diferentes categorías es el gasto en actividades relacionadas con la investigación y desarrollo (I+D) realizado en cada sector o rama de la industria en relación con el valor de su producción. Así, los productos con mayor nivel de tecnología incorporada provienen de industrias que realizan mayores esfuerzos en I+D.

Cuadro 8. Matriz de eficiencia técnica e intensidad tecnológica

(participaciones respecto al total)

	Nivel de Eficiencia Técnica									
	1985	Bajo	Medio	Alto	Total	2006	Bajo	Medio	Alto	Total
Intensidad Tecnológica	IBT	13.6	9.1	0.0	22.7	IBT	4.5	4.5	13.6	22.7
	ITMB	18.2	13.6	0.0	31.8	ITMB	0.0	22.7	9.1	31.8
	ITMA	13.6	4.5	4.5	22.7	ITMA	0.0	9.1	13.6	22.7
	IAT	18.2	0.0	4.5	22.7	IAT	0.0	13.6	9.1	22.7
	Total	63.6	27.3	9.1	100.0	Total	4.5	50.0	45.5	100.0

IBT: industrias de baja tecnología

ITMB: industrias de tecnología media baja

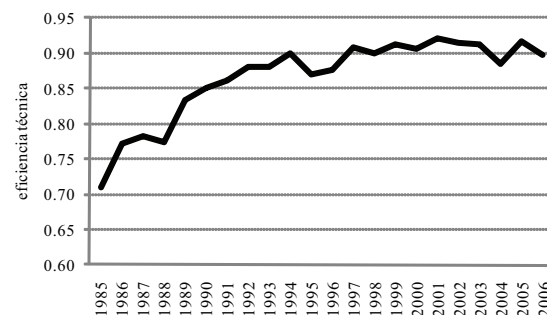
ITMA: industrias de tecnología media alta

IAT: industrias de alta tecnología

Fuente: elaboración propia con base en resultados del programa Frontier 4.1

Asimismo, las industrias de menor nivel de eficiencia están catalogadas como las de menor tecnología (IBT). Coincide además que las industrias con eficiencia media son las de tecnología media baja. Por ende, puede señalarse que las intensidades tecnológicas están ligeramente correlacionadas con los niveles de eficiencia técnica. Esto es, financiar actividades de I+D, en relación a su nivel de producción, tiende a llevar a las firmas hacia su frontera de producción.

Por último, en la gráfica 2 se presenta la evolución de la eficiencia técnica manufacturera a lo largo del periodo. Se aprecia una evolución positiva de los niveles de eficiencia promedio para el total manufacturero. Partiendo de niveles relativamente bajos en 1985, se da un crecimiento excepcional hasta 1994 y desde entonces, aún con altibajos, se ha mantenido prácticamente en el mismo nivel. Este comportamiento sugiere que la intensificación de la liberalización comercial desde 1994 ha permitido que las industrias se acerquen a su capacidad máxima de producción, aunque es posible aumentar la producción en aproximadamente 10 puntos porcentuales dados los factores productivos en la ecuación (9) y la tecnología actual.

Gráfica 2. Evolución de la eficiencia técnica media de la industria manufacturera, 1985-2006

Fuente: elaboración propia con base en los resultados del programa Frontier 4.1

6. Conclusiones

En este documento se estimó una función de producción de frontera estocástica y el modelo de eficiencia técnica vinculado para determinar la importancia de los insumos en la producción de las industrias manufactureras mexicanas durante el periodo 1985-2006. Asimismo, se identificaron ciertas características que explican las diferencias en eficiencia entre tres grupos de industrias clasificadas en función de los niveles de eficiencia técnica estimados.

Las estimaciones de la función de producción muestran que todos los insumos incluidos son significativos (excepto *PE*). La formación bruta de capital y el número de personas con licenciatura o con posgrado contribuyen positivamente, mientras que los gastos adicionales en I+D tienden a contraer la producción. Además, de acuerdo

a este modelo, las industrias manufactureras exhibieron en promedio durante el periodo rendimientos crecientes a escala.

Las pruebas de hipótesis realizadas indican que la producción manufacturera se caracterizó por la existencia de efectos de ineficiencia técnica, explicando las desviaciones del valor agregado actual respecto del máximo alcanzable si se siguiera la “mejor práctica”. Asimismo, se determinó que el sector manufacturero pasó por un proceso de cambio técnico Hicks-neutral, lo que implica que la relación de las productividades marginales entre los cuatro insumos se mantuvo constante. Por último, se estableció que la mejor forma de modelar a estas industrias es la función translog ya que los términos de interacción son importantes en la determinación del valor agregado.

En cuanto a los efectos de ineficiencia, se tiene que todas las variables explicativas son estadísticamente significativas. En particular, un aumento en la productividad laboral y del poder de mercado tiende a reducir la ineficiencia. Por el contrario, los efectos *spillover*, derivados de la participación de la inversión extranjera directa en las ventas domésticas de las industrias, y el costo del uso del capital amplían esa ineficiencia.

Aparte, se observaron los niveles medios de eficiencia técnica. El valor más bajo de la eficiencia se presentó en 1985, mientras que la máxima eficiencia se alcanzó en 2001. En general la eficiencia es media. Por ejemplo, en 2006, la eficiencia media fue de 0.898, con prácticamente todas las industrias registrando aumentos en eficiencia, lo que indica un proceso de aprendizaje. Las industrias más eficientes fueron petróleo refinado, otros equipos de transporte y productos alimenticios. Asimismo, los valores de la eficiencia permitieron clasificar a las industrias en grupos de eficiencia baja, media y alta. En los últimos años, las industrias tienden a ubicarse en la categoría intermedia. Al parecer las industrias tienden a acercarse con el tiempo al nivel de producción de “mejor práctica”, aunque parecen haber llegado un umbral máximo de eficiencia.

Finalmente, se determinó el perfil de las manufacturas eficientes, destacándose que entre más cerca se este de la “mejor práctica” mayor valor puede agregarse; para ser eficientes se debe invertir en capital; las industrias intensivas en mano de obra son menos eficientes; las estructuras de mercado no competitivas generan mayor eficiencia; es necesario alcanzar un nivel mínimo eficiente para participar en mercados internacionales (hipótesis de autoselección de firmas exportadoras); cuanto más grande sea una firma menor es la ineficiencia que se encuentra en el periodo de estudio; y, los niveles de eficiencia parecen estar ligeramente correlacionados con las intensidades tecnológicas en las industrias.

7. Bibliografía

Aigner, D., Lovell, K. y Schmidt, P., (1977), “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models”, *Journal of Econometrics*, 6, pp. 21-37.

Bain, J., (1959), “Industrial Organization”, John Wiley & Sons, New York.

Bannister, G. y Stolp, C. (1995). Regional Concentration and Efficiency in Mexican Manufacturing, *European Journal of Operational Research*, 80-3, pp. 672-690.

Batra, G. y Tan, H. (2003). “SME Technical Efficiency and its Correlates: Cross-National Evidence and Policy Implications”, *World Bank Institute*, Washington.

Battese, G. y Corra, G., (1977), “Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia”, *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21, pp. 169-179.

Battese, G. y Coelli, T., (1988), “Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data,” *Journal of Econometrics* 38, pp. 387-399.

Battese, G. y Coelli, T., (1992), “Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India”, *Journal of Productivity Analysis*, 3, pp. 153-169.

Battese, G. y Coelli, T., (1993), “A Stochastic Frontier Production Function Incorporating a Model for Technical Inefficiency Effects”, *Working Paper*. University of New England.

Battese, G. y Coelli, T., (1995), “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data”, *Empirical Economics*, 20-2, pp. 325-332.

Bauer, P. (1990), "Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers", *Journal of Econometrics* 46, pp. 39-56.

Bernard, A. y Jones. C., (1996a). "Comparing Apples to Oranges: Productivity Convergence and Measurement Across Industries and Countries", *American Economic Review* 86, pp. 1216-1238.

Bernard, A. y Jones, C., (1996b), "Productivity Across Industries and Countries: Time series theory and evidence", *Review of Economics and Statistics* 78, pp.135-146.

Brown, F. y Domínguez, L. (2004), "Evolución de la Productividad en la Industria Mexicana: Una Aplicación con el Método Malmquist", *Investigación Económica*, 63-249, pp. 75-100.

Caves, R. y Barton, D. (1990), "Efficiency in US Manufacturing Industries", Cambridge Massachusets, MIT Press.

Coelli, T., (1995), "Estimators and Hypothesis Test for a Stochastic Frontier Function: a Monte Carlo Analysis", *Journal of Productivity Analysis* 6-4, pp247-268.

Coelli, T., (1996), "A Guide to FRONTIER Versión 4.1: A Computer Program for the Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation", *CEPA Working Paper* 96/07, Centre for Efficiency and Productivity Analysis, University of New England.

Coelli T., Prasada R. y Battese, G., (1998), "An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis", Boston, *Kluwer Academic Publishers*.

Coelli, T., Estache, A., Perelman, S. y Trujillo, L., (2003), "A Primer on Efficiency Measurement for Utilities and Transport Regulators", *World Bank Publications*.

Cornwell, C., Schmidt, P. y Sickles, R., (1990), "Production Frontiers With Cross-sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels", *Journal of Econometric* .46, pp. 185-200.

Demsetz, H., (1973), "Industry Structure, Market Rivalry, and Policy Public Policy", *Journal of Law and Economics*, vol. 16-1, pp. 1-9.

Díaz-Bautista, A., (2007), "Divergencia Regional en los Niveles de la Productividad Sectorial del Trabajo y la Productividad Total Factorial (PTF) en México", *Observatorio de la Economía Latinoamericana*, 73.

Díaz, M. y Sánchez, R. (2008). "Firm size and productivity in Spain: A stochastic frontier analysis", *Small Business Economics*, 30, pp. 315-323.

Fan, S., (1991), "Effects of Technological Change and Institutional Reform on Production Growth in Chinese Agriculture", *American Journal of Agricultural Economics*, 73-2, pp. 266-75.

Farrell, M. (1957). "The Measurement of Productive Efficiency". *Journal of the Royal Statistical Society*, 120-3, pp. 253-290.

Fried, H., Lovell, K. y Schmidt, P. eds., (1993), "The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications", New York. *Oxford University Press*.

Fu, X. y Gong, Y. (200). "International and Intranational Technological Spillover and Productivity Growth in China", *Asian Economic Papers*, 8-2, pp. 1-23.

Grether, J. (1999). "Determinants of Technological Diffusion in Mexican Manufacturing: A Plant-Level Analysis". *World Development*, 27, pp. 1287-1298.

Harris, R., (1999), "Productive Efficiency in UK Manufacturing 1974-1994: Estimates for Five Leading Sectors", *Mimeo*, University of Portsmouth.

Karagiannis, G. y Tzouvelekas, V., (2001), "Self-Duals Stochastic Production Frontiers and Decomposition of Output Growth: The Case of Olive-Growing Farms in Greece", *Agricultural Resources Economic Review*, 30-2, pp. 168-178.

Kim, J. (2008). "Regional Convergence and Efficiency in Korea", *Applied Economics Letters*, 15, pp.57-60

Kim, S. (2003). "Identifying and Estimating Sources of Technical Inefficiency in Korean Manufacturing Industries", *Contemporary Economic Policy*, 21, 132-144.

Kodd, D. y Palm, F., (1986), "Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions." *Econometrica* 54, pp. 1243-1248.

Kompas, T. y Nhu Che, T., (2004), "Production and Efficiency on Australian Dairy Farms", *International and Development Economics Working Paper*, 04-1, Australian National University.

Koopmans T. (ed), (1951), "An analysis of Production as an Efficient Combination of Activities. Activity Analysis of Production and Allocation", Cowles Commission for Research in Economics, Monograph no. 13, Wiley, NY.

Kumbhakar, S., Ghosh, S. y McGuckin, J., (1991), "A generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Farms", *Journal of Business and Economic Statistics*, 9, pp.279-286.

Kumbhakar, S. y Lovell, K., (2000), "Stochastic Frontier Analysis", Cambridge, NY: Cambridge University Press.

Machin, S. y Van-Reenen, J. (1998), "Technology and Changes in Skill Structure: Evidence from Seven OECD Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 113, pp. 1215-1244.

Margono, H. y Sharma, S. (2006). "Efficiency and Productivity Analyses of Indonesian Manufacturing Industries", *Journal of Asian Economics*, 17-6, pp. 979-995.

Mayes, D., Harris, C. y Lansbury, M. (1994), "Inefficiency in Industry", Hemel Hempstead, Harvester Wheatsheaf.

Peltzman, S., (1977), "The Gains and Losses from Industrial Concentration", *Journal of Law and Economics*, 20-2, pp. 229-263.

Ryan, D. y Wales, T. (2000). "Imposing Local Concavity in the Translog and Generalized Leontief Cost Functions". *Economic Letters*, 67, pp. 253-260.

Shao, B. y Lin, W. (2001). "Measuring the Value of Information Technology in Technical Efficiency with Stochastic Production Frontiers", *Information and Software Technology*, 43, pp. 447-456

Schmidt, P., (1985), "Frontier Production Functions: A Survey", *Econometric Reviews*, 4, pp. 367-374.

Schmidt, P. y Sickles, R., (1984), "Production Frontiers and Panel Data", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, pp. 367-374.

Tirole, J., (1990), "La Teoría de la Organización Industrial", Editorial Ariel, Barcelona.