BANCO DE MÉXICO

Eficiencia Técnica y Estructural de la Industria Manufacturera en México: un Enfoque Regional

Juan Carlos Chávez, Felipe J. Fonseca

N° 2012-03

Banco de México

Documentos de Investigación

Banco de México

Working Papers

N° 2012-03

Eficiencia Técnica y Estructural de la Industria Manufacturera en México: un Enfoque Regional

Juan Carlos Chávez
Banco de México

Felipe J. Fonseca
Banco de México

Mayo 2012

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Documento de Investigación
2012-03

Working Paper
2012-03

Eficiencia Técnica y Estructural de la Industria Manufacturera en México: un Enfoque Regional*

Juan Carlos Chávez†
Banco de México

Felipe J. Fonseca‡
Banco de México

Resumen: El presente documento aplica la metodología de fronteras estocásticas de producción para analizar la evolución de la eficiencia técnica en la industria manufacturera como fuente de crecimiento económico regional durante el período 1988-2008. Tres son los principales hallazgos de nuestro estudio. Primero, la eficiencia técnica mostró un patrón de crecimiento en todas las regiones durante el período analizado y actuó como un mecanismo que redujo la brecha de productividad laboral entre los estados. Segundo, las economías regionales pueden incrementar su producción manufacturera en aproximadamente 30 por ciento, en promedio, utilizando el mismo nivel de insumos, lo que implica un amplio potencial para el crecimiento económico regional. Tercero, existen considerables diferencias en el nivel de desarrollo tecnológico, medido en términos de eficiencia estructural, de las regiones norte y centro con respecto al sur, situación que explica parcialmente la brecha de productividad laboral entre las regiones del país.
Palabras Clave: : Industria manufacturera, Economías regionales, Fronteras estocásticas, Eficiencia estructural, Eficiencia técnica.

Abstract: This paper applies a stochastic frontier approach to analyze the evolution of technical efficiency in manufacturing as a source of regional growth, taking as a unit of analysis the Mexican states in the period 1988-2008. The main findings of our analysis are threefold. First, technical efficiency was increasing over the analyzed period and acted as a mechanism to reduce the labor productivity gap across states. Second, Mexican regions can increase manufacturing production about one third, on average, using the same amount of inputs which implies ample potential for regional growth. Third, there exists a considerable difference in the level of technological development, measured in terms of structural efficiency, of the north and the central regions with respect to the south that partially explains the labor productivity gap among regions.
Keywords: Manufacturing, Mexican regions, Stochastic frontier, Structural efficiency, Technical efficiency.
JEL Classification: D24, L60, O18.

*Agradecemos a José Antonio Murillo y a dos dictaminadores anónimos por sus comentarios útiles y detallados. Asimismo agradecemos a Maritza Sandoval y a Luis Fernando López por su ayuda en la edición de este documento y a Miguel Briseño por su excepcional asistencia en la investigación. Todos los errores son responsabilidad de los autores.

†Dirección General de Investigación Económica. Email: jcchavezm@banxico.org.mx.

‡Dirección General de Investigación Económica. Email: ffonseca@banxico.org.mx.

1. Introducción

Las disparidades regionales son marcadas en México, y la industria manufacturera no es la excepción. Mientras este sector representa 22% de la actividad económica total en el norte, su participación es alrededor de 8.1% en el sur (Banxico, 2011a).[1] También se observan diferencias en términos de productividad laboral: el valor agregado por trabajador en la industria manufacturera es aproximadamente 55% más alto en el norte que en el sur.[2] Entonces, no es de sorprender que el ingreso promedio de un hogar sea alrededor de 67% más alto en el norte que en el sur.[3]

Las diferencias entre las regiones, en cuanto al valor agregado por trabajador, pueden ser atribuidas a las diferencias en el capital físico, el factor trabajo y la productividad (Hall y Jones, 1999). Una fuente importante de productividad es la eficiencia técnica, la que se refiere a la capacidad de una unidad económica de evitar el desperdicio a través de producir la cantidad que la tecnología y el uso de los insumos permiten (Fried, Lovell y Schmidt, 2008). Por consiguiente, la eficiencia técnica indica el potencial para el crecimiento económico, manteniendo los insumos y la tecnología constantes, y también es una fuente de convergencia (o divergencia) de la productividad laboral entre diferentes regiones.

Para medir la eficiencia técnica es necesario comparar el desempeño actual con el desempeño óptimo (eficiente), que se representa por un conjunto de puntos que están en la frontera de producción (el límite superior del conjunto de posibilidades de producción). El problema central en la medición de la eficiencia técnica es medir la

[1] México está dividido en cuatro regiones, al aplicar una regionalización propuesta por el Banco de México (2011a). **Norte**: Baja California, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León, Sonora y Tamaulipas; **Centro-Norte**: Aguascalientes, Baja California Sur, Colima, Durango, Jalisco, Michoacán, Nayarit, San Luis Potosí, Sinaloa y Zacatecas; **Centro**: Distrito Federal, Estado de México, Guanajuato, Hidalgo, Morelos, Puebla, Queretaro y Tlaxcala; **Sur**: Campeche, Chiapas, Guerrero, Oaxaca, Quintana Roo, Tabasco, Veracruz y Yucatán.

[2] Cálculos propios, basados en el Censo Económico 2009 por INEGI, el instituto nacional de estadística.

[3] Cálculos propios, basados en la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (INEGI).

distancia entre la frontera de producción y la combinación insumo-producto de cada unidad económica (Kumbhakar y Lovell, 2003). Puesto que la frontera verdadera no se conoce, la aproximación empírica a la misma normalmente se define como la frontera de mejores prácticas La mayoría de los estudios relacionados con la medición de la eficiencia técnica han aplicado métodos tanto paramétricos como no paramétricos para estimar dicha frontera (Murillo y Vega, 2001).

El enfoque no paramétrico básicamente está representado por el análisis envolvente de datos (DEA, *data envelopment analysis*) (Coelli, 2005), un acercamiento de programación matemática a la construcción de fronteras. Éste construye una superficie envolvente de la frontera, que literalmente envuelve el conjunto de datos. La referida superficie está determinada por aquellas unidades económicas que están en ella (las unidades eficientes), mientras que aquellas unidades que se encuentran debajo de la superficie se consideran como ineficientes. Una desventaja en cuanto al DEA es que se asume que todas las desviaciones de la frontera eficiente están bajo el control de las unidades económicas. Este supuesto puede producir sesgos en la eficiencia estimada, puesto que factores tales como el clima, la suerte, y la incertidumbre no se distinguen del resto de los factores que afectan la eficiencia técnica.

Por otra parte, el enfoque paramétrico estima la frontera especificando una forma funcional particular. Dentro de este enfoque, el análisis de fronteras estocásticas (Aigner, Lovell, y Schmidt, 1977, Meeusen y van Den Broeck, 1977, Kumbhakar y Lovell, 2003) intenta separar los efectos de la eficiencia de los efectos del ruido sobre la producción. Una desventaja potencial del análisis de fronteras estocásticas es el supuesto de funciones de producción homogéneas entre las regiones. Greene (2005) argumenta que los efectos específicos de las unidades son una fuente importante de heterogeneidad que generalmente ha sido ignorada en la estimación empírica de las funciones de las fronteras. Por lo tanto, un reto metodológico es separar las caracterís-

ticas tecnológicas específicas de las regiones, de la eficiencia técnica. Alvarez (2007) y Kumbhakar y Wang (2005) incorporaron los efectos regionales invariantes al tiempo en el modelo tradicional de fronteras estocásticas: en lugar de asumir una única frontera nacional o mundial, introdujeron heterogeneidad en la frontera de producción entre las regiones. Como notó Alvarez (2007), las diferencias de niveles entre las funciones de producción regionales pueden interpretarse como indicadores de diferencias de niveles del desarrollo tecnológico a nivel regional.

Nuestra investigación está relacionada con otros estudios que han medido la eficiencia técnica para la producción en México a diferentes niveles de agregación regional. Bannister y Stolp (1995) analizaron la eficiencia técnica en un conjunto de industrias manufactureras para una sección transversal de los estados mexicanos en 1985. Aplicando el enfoque DEA, encontraron que aquellos estados con una alta concentración de actividad industrial se encontraban más cerca de la frontera, mientras que los menos industrializados eran constantemente menos eficientes. Braun y Cullmann (2011) utilizaron un panel de datos a nivel de municipio para estimar la eficiencia técnica en la industria manufacturera mexicana (incluyendo las industrias petroleras) utilizando datos de los años 1989, 1999 y 2004. Ellos aplicaron el llamado modelo de efectos aleatorios "verdadero" (*"true" random effects model*) (Greene, 2005) para resolver el problema de que cualquier efecto municipal-específico no observado e invariante al tiempo es considerado como una ineficiencia técnica. No sólo encontraron diferencias considerables en términos de eficiencia en el sur con respecto a las regiones centro y norte, sino que también una pronunciada variación de eficiencia dentro de los estados.

Ninguno de estos estudios presentó resultados que trataran la evolución de la eficiencia técnica a lo largo del tiempo y entre las regiones. Tampoco estimaron de manera explícita las diferencias del nivel de desarrollo tecnológico a nivel regional. Por consiguiente, sus resultados no pueden ser utilizados para evaluar el impacto de la

eficiencia técnica sobre la dinámica de la productividad laboral en los estados.

El objetivo de este documento de investigación es triple. Primero, analizaremos la evolución de la eficiencia técnica y su papel como un mecanismo para reducir (o incrementar) la diferencia en la productividad laboral entre los estados. Segundo, calcularemos el potencial del crecimiento regional, que futuros incrementos de la eficiencia podrían implicar. Finalmente, introduciremos la heterogeneidad regional en el análisis para estimar la eficiencia estructural (una forma más permanente de eficiencia) en las regiones. Para hacerlo, este estudio adopta una especificación de fronteras estocásticas que permite a la eficiencia técnica variar en el tiempo (*time-varying technical efficiency*), que se basa en el modelo propuesto por Battese y Coelli (1992). La especificación empleada toma en cuenta la heterogeneidad regional para calcular las diferencias en nivel entre las funciones regionales de producción. El modelo está estimado para el sector manufacturero utilizando un panel en el periodo de 1988-2008, donde las unidades de análisis son los estados mexicanos.

El resto del presente documento de investigación está organizado de la siguiente manera. La Sección 2 introduce el modelo de fronteras estocásticas y la especificación econométrica. La Sección 3 describe los datos. La Sección 4 presenta los principales resultados empíricos. La Sección 5 concluye. Los detalles técnicos relacionados a la metodología utilizada se presentan en los Apéndices A y B. Los Cuadros y Figuras se incluyen en el Apéndice C.

2. Metodología

2.1. Eficiencia técnica y estructural

Una economía está geográficamente dividida en m regiones y n estados. La región $j = 1, \ldots, m$ está compuesta por un grupo de n_j estados, tal que $\sum_{j=1}^{m} n_j = n$. En el

periodo $t = 0, \ldots, T$, el estado $i \in j$ produce con base en su frontera de producción *estocástica* [4]

$$Y_{it}^{s} = \phi_j f(K_{it}, L_{it}, t; \beta) \exp(v_{it}) \tag{1}$$

donde K_{it}, y L_{it} son, respectivamente, capital y factor trabajo; t es una tendencia de tiempo que sirve como una proxy para el cambio técnico; β es un vector de parámetros, que caracteriza la estructura de la tecnología de producción; en vez de asumir una única función nacional de producción para todos los estados, la heterogeneidad es introducida mediante el tener efectos fijos por región, ϕ_j, indicando el nivel relativo de desarrollo tecnológico o *la eficiencia estructural* de la región j. Este tipo de eficiencia está relacionado con las características invariantes al tiempo (el clima, la proximidad a los mercados, el marco institucional, etc.) observadas en las regiones donde se ubican los estados; el factor $\exp(v_{it})$ toma en cuenta todos aquellos factores que no están directamente bajo el control de las unidades económicas mediante la introducción de perturbaciones aleatorias v_{it} en el proceso productivo.

Las unidades económicas frecuentemente producen menos de lo que podrían porque no utilizan al máximo sus insumos, dado el estado presente de desarrollo tecnológico. Con base en Debreu (1951) y Farell (1957), *la eficiencia técnica* se define como la habilidad de obtener el resultado (potencial) máximo a partir de un vector de insumos dado. Formalmente, la eficiencia técnica, E_{it}, se mide como la proporción entre la producción observada Y_{it} y la producción potencial Y_{it}^{s} (la producción en la frontera). Por consiguiente, la producción observada está dada por

$$Y_{it} = Y_{it}^{s} E_{it} \tag{2}$$

[4] Como en la mayoría de los estudios regionales, asumimos la suma de todas las microunidades dentro de cada estado como una única unidad de producción.

donde $E_{it} \in (0, 1]$. Claramente, el estado i está operando a su máxima capacidad en el periodo t si $E_{it} = 1$; de lo contrario sería técnicamente ineficiente.

La Figura 1 ilustra los conceptos de eficiencia presentados anteriormente. Por razones de simplicidad, no hemos tomado en cuenta la aleatoriedad. Consideremos dos regiones, A y B, con fronteras de producción $Y_a^* = \phi_a X$ y $Y_b^* = \phi_b X$, $\phi_a > \phi_b$, respectivamente.

Cada región utiliza la misma cantidad $\bar{X}$ de la producción X. Como resultado del proceso productivo, las regiones A y B obtienen niveles de producción $Y_a < \phi_a \bar{X}$ y $Y_b = \phi_b \bar{X}$, lo que implica que B es técnicamente eficiente (i. e. $E_b = 1$) y A está operando por debajo de su frontera (i. e. $E_a < 1$). Con respecto a la eficiencia estructural, la región A muestra el efecto fijo mayor. Por lo tanto, B es técnicamente más eficiente que A, pero A observa un nivel más alto del desarrollo tecnológico que B.

2.2. Especificación econométrica

Tomando el logaritmo natural de ambos lados de la ecuación (2)

$$y_{it} = \alpha_j + \ln\{f(K_{it}, L_{it}, t; \beta)\} + v_{it} - u_{it} \tag{3}$$

donde $y_{it} = \ln Y_{it}$, $\alpha_j = \ln \phi_j$ y $u_{it} = -\ln E_{it}$. Notemos que $u_{it} \geq 0$, puesto que $E_{it} \in (0, 1]$; por lo tanto $u_{it} \geq 0$ representa una desviación de la frontera (ineficiencia técnica).

Una desventaja del enfoque de fronteras estocásticas es que éste requiere la definición de una forma funcional específica para la tecnología empleada. Una especificación ampliamente aceptada, que se caracteriza por su flexibilidad, es la frontera de produc-

ción translogarítmica (Coelli, 2005)

$$y_{it} = \alpha_j + \beta_1 k_{it} + \beta_2 l_{it} + \beta_3 k_{it}^2 + \beta_4 l_{it}^2 + \beta_5 k_{it} l_{it} + \beta_6 t + v_{it} - u_{it} \tag{4}$$

donde k_{it}, y l_{it} son, respectivamente, los logaritmos del capital y el factor trabajo; t es la tendencia temporal que captura el progreso técnico en el modelo. Notemos que éste anida dentro de la función de producción de Cobb-Douglas cuando $\beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$.

Seguimos a Battese y Coelli (1992) asumiendo $u_{it} = \eta_t u_i = \exp[-\eta(t - T)]u_i$. Esta especificación tiene la ventaja de tener únicamente un parámetro adicional a estimar, lo que hace el cálculo más simple. Puesto que $\partial \ln u_{it}/\partial t = -\eta$, la eficiencia técnica disminuye, permanece constante o incrementa a lo largo del tiempo, si $\eta > 0$, $\eta = 0$ o $\eta < 0$, respectivamente. Asumiendo una distribución semi normal (*half-normal distribution*) para u_i : i. e. $u_i \sim iid\ N^+(\mu, \sigma_u^2)$, y una distribución normal para v_{it}: i. e. $v_{it} \sim iid\ N(0, \sigma_v^2)$, el modelo puede ser estimado por máxima verosimilitud para obtener los estimadores para μ, σ_u^2, σ_v^2, η, los parámetros de la ecuación (4) y la eficiencia técnica E_{it} (ver Apéndice A).

3. Datos

El modelo empírico es estimado para el sector manufacturero, excluyendo las industrias petroleras, utilizando un panel balanceado para los 31 estados mexicanos y el Distrito Federal, para los años 1988, 1993, 1998, 2003 y 2008. Utilizamos el valor bruto agregado como una proxy para la producción (de ahora en adelante utilizamos los términos valor agregado y producción de forma indistinta), Y_{it}, y el stock de capital privado como una medida del factor capital, K_{it} (tanto Y_{it}, como K_{it} se miden en pesos constantes base 2003). El factor trabajo, L_{it}, se obtuvo del empleo total no ajustado en la industria manufacturera. Estas variables se obtuvieron del Censo Económico del INEGI (el

Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática).

Al igual que Duffy y Papageorgiou (2000) y Kneller y Stevens (2003), ponderamos el factor trabajo mediante el promedio de años de escolaridad de la fuerza laboral. En concreto, definimos $S_{it}L_{it}$ como una medida proxy para el factor trabajo ajustado por capital humano, donde S_{it} se define como el número promedio de años de escolaridad para la población de 15 años y mayor. Para los años 1988, 1998 y 2008 las fuentes de los datos de escolaridad son los Censos Generales de Población y Vivienda de 1990, 2000, y 2010, mientras que para los años 1993 y 2003 utilizamos los Conteos de Población y Vivienda de 1995 y 2005, respectivamente. Ambas fuentes de datos también son producidas por el INEGI.

El Cuadro 1 presenta la proporción regional del valor agregado bruto, el empleo y el stock de capital, así como el número promedio de años de escolaridad por región. Este cuadro también introduce la producción por trabajador, la que, para hacer la comparación más fácil, es expresada como la proporción respecto al máximo valor observado en las regiones. La región centro observó el nivel más alto y la del sur el nivel más bajo de producción por tarbajador a lo largo del todo el periodo. Las regiones centro norte y norte incrementaron su productividad laboral en relación a la región centro-entre 1988 y 2008.

Las regiones norte y centro-norte incrementaron su proporción en el valor agregado bruto y en el empleo en el periodo analizado, en particular, la región norte, cuya proporción del valor agregado total cambió de 26% en 1988 a 35% en 2008. En el caso de la región centro-norte, su participación creció de 13% a 17% en la generación de valor agregado, y su participación en el mercado laboral incrementó de 16% a 19% en el mismo periodo. En cambio, la región centro redujo considerablemente su participación, tanto en el valor agregado total, como en el empleo total: su participación decreció de 56% a 41% en el primer caso, y de 48% a 38% en el segundo. Finalmente, el

sur se estancó, manteniendo su participación en la producción total y el empleo total aproximadamente en 6% y 9%, respectivamente, a lo largo de 20 años.

Este patrón se observó, en menor medida, en el stock de capital durante el periodo 1988-2008. Las regiones norte y centro-norte incrementaron su participación en el stock de capital de 25% y 19% a 30% y 22%, respectivamente, mientras que la participación de las regiones centro y sur disminuyó en 3 y 5 puntos porcentuales, respectivamente.

El número promedio de años de escolaridad para los individuos de 15 años y más en el norte fue 7.2 en 1990, mientras que en el sur este indicador fue de 5.3 años promedio de escolaridad. En 2010, la brecha entre las regiones se redujo, dado que el norte y el sur mostraron, en promedio, 9.3 y 7.9 años de escolaridad, respectivamente.

4. Resultados empíricos

El Cuadro 2 reporta las estimaciones de máxima verosimilitud del modelo de la ecuación (4) y, con propósitos comparativos, una especificación de Cobb Douglas ($\beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$), con (Modelos 2 y 4) y sin (Modelos 1 y 3) efectos fijos regionales.

Realizamos una serie de pruebas de especificación para identificar una forma funcional apropiada para la frontera. La primera prueba muestra que se prefiere la forma funcional translogarímitrica sobre la de Cobb-Douglas: la prueba de razón de verosimilitud rechaza la hipotesis de que $\beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ al nivel de 1% ($\chi^2_3 = 12.73$) (la especificación Cobb-Douglas también ha sido rechazada por otros estudios en el contexto del análisis de eficiencia (Kumbhakar y Wang, 2005, Kneller y Stevens, 2003)). La segunda prueba rechaza la hipótesis de que los efectos específicos de las regiones no son estadísticamente diferentes de cero; la prueba de razón de verosimilitud rechaza la hipótesis de que $\alpha_i = \alpha_j$, $i \neq j$, al nivel de 1%, tanto para la especificación translogarítmica ($\chi^2_3 = 11.75$), como para las de Cobb-Douglas ($\chi^2_3 = 15.76$). Dados estos

resultados, la especificación translogarítmica con efectos fijos regionales (Modelo 2) representa la mejor especificación entre los cuatro modelos analizados, presentados en el Cuadro 2.

El valor significativo obtenido para $\gamma = \sigma_u^2/(\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ indica que la eficiencia técnica contribuye a la explicación de la diferencia en producción entre los estados, lo que no se explica por la parte de los insumos. Por tanto, el ignorar este hecho implicaría asumir que las desviaciones de la frontera de producción se deben totalmente a factores fuera del control de las unidades económicas, cuando ello no es cierto. Similar a Kneller y Stevens (2003) y Kumbhakar y Wang (2005), el coeficiente asociado a la variable de tendencia, comúnmente conocido como el cambio técnico, es negativo. Se asocia a la variación de la producción, que no se explica, ni por un cambio en el uso de los insumos, ni por mejoras en la eficiencia.

Utilizando las estimaciones presentadas en el Cuadro 2, es posible estimar la eficiencia técnica para cada estado i y para cada periodo t, E_{it}, aplicando el predictor de mínimo error cuadrático, presentado en el Apéndice A. La eficiencia técnica de la región j en t, E_{jt}, se obtiene como la proporción entre la producción regional observada y la eficiente. Formalmente,

$$E_{jt} = \frac{\sum_{i \in j} Y_{it}}{\sum_{i \in j} Y_{it}^s} = \frac{\sum_{i \in j} Y_{it}}{\sum_{i \in j} E_{it}^{-1} Y_{it}} \tag{5}$$

donde $Y_{it}^s = E_{it}^{-1} Y_{it}$ viene de la ecuación (2). De manera análoga, la eficiencia técnica total en el periodo t, E_t, está dada por

$$E_t = \frac{\sum_i Y_{it}}{\sum_i E_{it}^{-1} Y_{it}} \tag{6}$$

El Cuadro 3 presenta los valores de la eficiencia técnica. La eficiencia técnica observó un patrón positivo en el periodo 1988-2008 en todas las regiones. La eficiencia téc-

nica total cambió de 0.537 en 1988 a 0.764 en 2008 (una tasa de crecimiento anual de 1.7%). Es decir, en 1988 la industria manufacturera de México produjo 53.7% de su máximo nivel alcanzable de producción, mientras que en 2008 este valor incrementó hasta 73.6%. Un cálculo aproximado muestra que México podría aumentar su producción en la industria manufacturera en 36% sin tener que incrementar el capital y/o el factor trabajo. Específicamente, las regiones norte, centro-norte, centro y sur podrían aumentar su producción en 38.9%, 32.0%, 37.0%, y 30.9%, respectivamente, sin agregar insumos adicionales al proceso de producción. Este resultado muestra el amplio potencial que las mejoras en la eficiencia técnica podrían implicar para el crecimiento económico.

Nuestras estimaciones indican que las regiones técnicamente más eficientes en 2008 fueron las del centro-norte (0.758) y el sur (0.764), dado que observaron tasas de crecimiento anual de la eficiencia técnica de 1.4% y 1.5%, respectivamente, de 1988 a 2008. La región centro (0.730) y la norte (0.720) obtuvieron el mayor aumento de la eficiencia, creciendo a una tasa anual de 1.7% y 1.9%, respectivamente. De forma coincidente, la actividad económica en la región centro y la norte se asocia más con la dinámica de la economía de Estados Unidos que el resto del país (Banxico, 2011b). Este hecho es consistente con otros estudios, concluyendo que un alto grado de integración con los mercados internacionales, especialmente después de la implementación del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (*North American Free Trade Agreement*, NAFTA) en 1994, incrementó la productividad manufacturera en México, en particular, de las firmas localizadas en los estados del norte (López-Córdova, 2003).

El valor estimado del parámetro η está asociado con la existencia de dos conceptos de convergencia ampliamente aplicados: β-convergencia y σ-convergencia (Young, Higgins, y Levy, 2008, Barro y Sala-i Martin, 1992). En el contexto actual, la β-convergencia en los índices de eficiencia ocurre cuando los estados menos eficientes

tienden a mejorar su eficiencia más rápido que los estados más eficientes. Cuando la dispersión de la eficiencia técnica entre los estados disminuye a lo largo del tiempo, existe σ-convergencia en los índices de eficiencia. En particular, si η es estrictamente positiva, entonces se garantizan ambos tipos de convergencia (ver Apéndice B). Por tanto, el valor estimado de η (0.036) implica la existencia de β-convergencia y σ-convergencia para el conjunto de datos analizado. Este resultado es coherente con la evolución de la desviación estándar de los índices de eficiencia (Cuadro 3), y la correlación entre la eficiencia técnica en 1988 y su tasa de crecimiento en el periodo bajo estudio (-0.981).

Aunque el crecimiento de la eficiencia técnica está directamente relacionado con el crecimiento del valor agregado por trabajador, la existencia de convergencia en eficiencia técnica no garantiza la convergencia en productividad laboral. Para probar esta hipótesis, analizamos el efecto de la eficiencia técnica sobre la convergencia en la productividad laboral, estimando las siguientes ecuaciones

$$\frac{\ln(Y_{i2008}/L_{i2008}) - \ln(Y_{i1988}/L_{i1988})}{\Delta t} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln(Y_{i1988}/L_{i1988}) + \epsilon_i \tag{7}$$

$$\frac{\ln E_{i2008} - \ln E_{i1988}}{\Delta t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(Y_{i1988}/L_{i1988}) + \zeta_i \tag{8}$$

donde $\Delta t = 2008 - 1988 = 20$ y Y_{it}/L_{it} es el nivel del valor agregado por trabajador en el estado i en el periodo t.

El Cuadro 4 presenta los resultados de la estimación MCO de las ecuaciones (7) y (8) con y sin efectos fijos regionales. Los resultados que aparecen en la tercera y la cuarta fila del Cuadro 4 demuestran la existencia de un proceso de β-convergencia en la producción por trabajador. La estimación negativa y significativa de λ_1 implica una

relación negativa entre el nivel inicial del valor agregado por trabajador y la tasa de crecimiento de la productividad laboral.

La evidencia empírica apoya la existencia de convergencia, tanto en la eficiencia técnica, como en el valor agregado por trabajador. No obstante, la convergencia en eficiencia técnica no necesariamente contribuye a la convergencia en productividad laboral. Su contribución dependerá del signo del parámetro α_1 (Gumbau-Albert, 2000). Los resultados presentados en la primera y segunda filas del Cuadro 4 indican que la eficiencia técnica actuó como un mecanismo de convergencia en la productividad laboral puesto que la estimación de α_1 es negativa y estadísticamente significativa para ambas especificaciones: i. e. estados con niveles más bajos iniciales de la productividad laboral observaron mayores tasas de crecimiento de la eficiencia técnica.

En el caso de la eficiencia estructural, la región centro y la norte son las más eficientes en México[5] (Cuadro 2), seguidas por la región centro-norte y sur, en dicho orden. Para hacer la comparación más fácil, la eficiencia estructural de la región j (Cuadro 3) está expresada como la proporción de la máxima eficiencia estructural estimada en las regiones (la región centro en este caso).[6] Nuestros cálculos implican la existencia de factores invariantes al tiempo que sistemáticamente hacen que las regiones norte, centro-norte y sur produzcan alrededor de 92.5%, 78.3%, y 73.5%, respectivamente, de la producción que habrían tenido si hubieran mostrado el mismo nivel de eficiencia estructural que la región centro.

Otros estudios han encontrado diferencias regionales en términos de eficiencia. Bannister y Stolp (1995) calcularon los índices de eficiencia técnica para cada una de las siete industrias de dos dígitos (incluyendo las industrias petroleras) para una sección

[5] Puesto que $\alpha_j = \ln \phi_j$, ϕ_j está estimado como $\exp(\alpha_{norte} + \alpha_j)$, para todas las regiones menos el norte, donde α_j es el efecto fijo regional. En el caso del norte, su eficiencia estructural está estimada como $\exp(\alpha_{norte})$.

[6] Formalmente, esto está expresado como $\frac{\phi_j}{\max_j(\phi_j)}$.

transversal de los estados mexicanos en 1985. Aplicando el enfoque DEA, encontraron que, aquellos estados que se caracterizaban por un alto nivel de concentración de la actividad industrial estaban en la frontera o más cerca de ésta, para la mayoría de las industrias. Braun y Cullmann (2011) utilizaron un panel de datos a nivel de municipio para estimar la eficiencia técnica en la industria manufacturera de México (inclusive las industrias petroleras), utilizando los datos de los Censos Económicos realizados en 1989, 1999 y 2004. Ellos aplicaron el así llamado modelo de efectos aleatorios "verdadero" (Greene, 2005) para resolver el problema de que cualquier efecto no observable y específico a nivel municipal e invariante al tiempo se considera como ineficiencia técnica. Al igual que Bannister y Stolp, encontraron diferencias considerables en términos de eficiencia técnica en el sur en relación a la región centro y la norte.

Las diferencias en eficiencia estructural entre las regiones pueden estar asociadas a factores históricos e institucionales (Acemoglu y Johnson, 2001). Desde el punto de vista de la nueva geografía económica (Krugman, 1991, Schmutzler, 1999), ellas pueden estar relacionadas a la interacción de la ubicación, las economías de escala y los costos de transporte, particularmente la proximidad de los estados en el norte al mercado más grande en el mundo y las características y la distribución de la infraestructura de transporte.[7] Por ejemplo, las industrias más concentradas y más grandes en México tienden a estar ubicadas en las regiones norte y centro (Trejo, 2010) y están mejor conectadas con los Estados Unidos que aquellas industrias localizadas en el sur (Dávila, Kessel y Levy, 2002).

[7] Una encuesta reciente realizada por medio de entrevistas implementada por el Banco de México demostró que la mayoría de los directores de empresas en las regiones norte, centro-norte y centro creen que la infraestructura regional es adecuada para el crecimiento económico. Lo contrario se ha observado en la región sur, donde menos de una tercera parte de los entrevistados estuvieron satisfechos con el estado actual de la infraestructura regional. Específicamente, dos terceras partes de los directores entrevistados en el sur consideraron nuevas inversiones en la infraestructura de transporte como una prioridad para el desarrollo regional (Banxico, 2011c).

5. Conclusiones

Este documento de investigación estimó una función de frontera estocástica translogarítmica para medir la eficiencia técnica y estructural en la industria manufacturera regional en el periodo 1988-2008. Debido a las diferencias regionales en términos del marco institucional, políticas locales, el clima, la cultura, economías de aglomeración, la infraestructura, el acceso a los mercados relevantes, etc., las fronteras de producción podrían ser específicas de cada región. Para explicar estas diferencias, los efectos fijos regionales son incorporados en la especificación econométrica. Bajo el supuesto de que las características técnicas regionales no varían en el tiempo, es posible identificar y separar la eficiencia técnica de su contraparte más permanente, es decir, la estructural.

Basándose en los resultados obtenidos se puede concluir lo siguiente:

1. Las estimaciones regionales de la eficiencia técnica se incrementaron en el periodo analizado: la eficiencia técnica total cambió de 53.7% en 1988 a 76.4% en 2008, lo que implica una mejora en el uso de recursos entre 1988 y 2008.

2. La evolución de la eficiencia técnica se caracterizó por la existencia de, tanto $\sigma-$, como β-convergencia, en los índices de eficiencia. Además, la eficiencia técnica actuó como un mecanismo para convergencia en la productividad laboral en los estados: *i. e.* estados con niveles iniciales más bajos de productividad laboral observaron tasas más altas de crecimiento de eficiencia técnica.

3. A pesar de que la eficiencia técnica es similar en todas las regiones, con las regiones centro-norte y sur mostrando un nivel ligeramente más alto de eficiencia técnica que las otras dos regiones, existe una diferencia considerable en el nivel de la eficiencia estructural de las regiones norte y centro en relación al sur, lo que explica parcialmente la brecha de productividad laboral entre las regiones. Aplicando un cálculo aproximado, el sur produjo 73.5% de lo que habría producido

si hubiera mostrado el mismo nivel de eficiencia estructural que la región centro. Estos resultados son consistentes con los hallazgos de Bannister y Stolp [1995] y Braun y Cullmann [2011], quienes encontraron que los estados del norte y del centro tienden a ser más eficientes que el resto de los estados.

4. Los resultados indican un gran potencial para el crecimiento económico, incluso, después de considerar heterogeneidad en el nivel de desarrollo tecnológico: las regiones de México pueden incrementar su producción manufacturera en aproximadamente 36%, en promedio, utilizando el mismo nivel de insumos.

Referencias

Acemoglu, D., y S. Johnson (2001): "The colonial origins of comparative development: an empirical exploration," *American Economic Review*, 91(5), 1369-1401.

Aigner, D., C. Lovell, y P. Schmidt (1977): "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models," *Journal of Econometrics*, 6(1), 21-37.

Alvarez, A. (2007): "Decomposing regional productivity growth using an aggregate production frontier," *The Annals of Regional Science*, 41(2), 431-441.

Bannister, G., y C. Stolp (1995): "Regional concentration and effciency in Mexican manufacturing," *European Journal of Operational Research*, 80(3), 672-690.

Banxico (2011a): "Reporte sobre las economías regionales," Enero-Marzo.

Banxico (2011b): "Reporte sobre las economías regionales," Abril-Junio.

Banxico (2011c): "Reporte sobre las economías regionales," Octubre-Diciembre.

Barro, R., y X. Sala-i Martin (1992): "Convergence," *Journal of Political Economy*, 100(2), 223-251.

Battese, G., y T. Coelli (1992): "Frontier production functions, technical efciency and panel data: with application to paddy farmers in India," *Journal of Productivity Analysis*, 3(1), 153-169.

Battese, G., y G. Corra (1977): "Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of Eastern Australia," *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21(3), 169-179.

Braun, F., y A. Cullmann (2011): "Regional differences of production and effciency of Mexican manufacturing: an application of nested and stochastic frontier panel models," *The Journal of Developing Areas*, 45, 291-311.

Coelli, T. (2005): *An introduction to effciency and productivity analysis*. Springer Verlag.

Dávila, E., G. Kessel, y S. Levy (2002): "El sur también existe: un ensayo sobre el

desarrollo regional de México," *Economía Mexicana, Nueva Época*, 11(2), 205-260.

Debreu, G. (1951): "The coeffcient of resource utilization," *Econometrica*, 19(3), 273-292.

Duffy, J., y C. Papageorgiou (2000): "A cross-country empirical investigation of the aggregate production function specifcation," *Journal of Economic Growth*, 5(1), 87-120.

Farrell, M. (1957): "The measurement of productive effciency," *Journal of the Royal Statistical Society*, 120(3), 253-290.

Fried, H., C. Lovell, y S. Schmidt (2008): *The measurement of productive effciency and productivity growth.* Oxford University Press.

Greene, W. (2005): "Fixed and random effects in stochastic frontier models," *Journal of Productivity Analysis*, 23(1), 7-32.

Gumbau-Albert, M. (2000): "Effciency and technical progress: sources of convergence in the Spanish regions," *Applied Economics*, 32(4), 467-478.

Hall, R., y C. Jones (1999): "Why do some countries produce so much more output per worker than others?," *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 83-116.

Kneller, R., y P. Stevens (2003): "The specifcation of the aggregate production function in the presence of ineffciency," *Economics Letters*, 81(2), 223-226.

Krugman, P. (1991): "Increasing returns and economic geography," *The Journal of Political Economy*, 99(3), 483-499.

Kumbhakar, S., y C. Lovell (2003): *Stochastic frontier analysis.* Cambridge University Press.

Kumbhakar, S., y H. Wang (2005): "Estimation of growth convergence using a stochastic production frontier approach," *Economics Letters*, 88(3), 300-305.

López-Córdova (2003): "NAFTA and Manufacturing Productivity in Mexico," Economía, 4(1), 55-98.

Meeusen, W., y J. van Den Broeck (1977): "Effciency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error," *International Economic Review*, 18(2), 435-444.

Murillo, L., y J. Vega (2001): "The use of parametric and non-parametric frontier methods to measure the productive effciency in the industrial sector: A comparative study," *International Journal of Production Economics*, 69(3), 265-275.

Schmutzler, A. (1999): "The new economic geography," *Journal of Economic Surveys*, 13(4), 355-379.

Trejo, A. (2010): "The geographic concentration in Mexican manufacturing industries, an account of patterns, dynamics and explanations: 1988-2003," *Investigaciones regionales*, (18), 37-60.

Young, A., M. Higgins, y D. Levy (2008): "Sigma convergence versus beta convergence: evidence from US county-level data,"*Journal of Money, Credit and Banking*, 40(5), 1083-1093.

Apéndice A: Función de log-verosimilitud e índices de eficiencia

El modelo propuesto por Battese y Coelli [1992] implica la siguiente función de densidad para $\xi_i = (\xi_{i1}, \ldots, \xi_{iT})$ [8]

$$f_{\xi_i}(\xi_i^*) = \frac{1 - \Phi(-\bar{\mu}_i/\bar{\sigma}_i)] \exp[-\frac{1}{2}[(\xi_i^{*\prime}\xi_i^*/\sigma_v^2) + (\mu/\sigma_u)^2 - (-\bar{\mu}_i/\bar{\sigma}_i)^2]]}{(2\pi)^{T/2}\sigma_v^{T-1}[\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_{t=1}^{T} \eta_t^2]^{\frac{1}{2}}[1 - \Phi(-\mu/\sigma_u)]} \tag{9}$$

donde $\xi_{it} = v_{it} - u_{it}$ y ξ_i^* es un valor posible sobre el soporte del vector aleatorio ξ_i.

Basándose en f_{ξ_i} y utilizando la reparameterización propuesta por Battese y Corra (1977), como fue sugerido por Battese y Coelli, para un panel equilibrado de n estados en T periodos, la función de log-verosimilitud está dada por

$$\begin{aligned}
\ln L \;=\; & -\frac{nT}{2}[\ln(2\pi) + \ln(\sigma^2)] - \frac{n(T-1)}{2}\ln(1-\gamma) \\
& -\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n} \ln[1 + (\sum_{t=1}^{T} \eta_t^2 - 1)\gamma] - n\ln[1 - \Phi(-\mu/(\gamma\sigma^2)^{\frac{1}{2}})] \\
& -\frac{1}{2}n[\mu/(\gamma\sigma^2)^{\frac{1}{2}}]^2 + \sum_{i=1}^{n} \ln[1 - \Phi(-\bar{w}_i)] + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n} \bar{w}_i^2 \\
& -\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} \frac{(\xi_{it}^*)^2}{(1-\gamma)\sigma^2}
\end{aligned}$$

donde $\xi_{it}^* = y_{it} - \alpha_j - \beta_1 k_{it} - \beta_2 l_{it} - \beta_3 k_{it}^2 - \beta_4 l_{it}^2 - \beta_5 k_{it} l_{it} - \beta_6 t$, $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, $\Phi(x)$ es la función de distribución acumulada de la normal estándar evaluada en x y

$$\bar{w}_i = \frac{\mu(1-\gamma) - \gamma \sum_{t=1}^{T} \eta_t \xi_{it}^*}{[\gamma(1-\gamma)\sigma^2[1 + (\sum_{t=1}^{T} \eta_t - 1)\gamma]]^{\frac{1}{2}}}$$

Las estimaciones de los coeficientes α_j, β_k, η, μ, σ_v y σ_u pueden ser obtenidas maxi-

[8] Ver Battese y Coelli (1992) para más detalles sobre la derivación de la función de log-verosimilitud presentada en esta sección.

mizando la función de log-verosimilitud presentada anteriormente.

Battese y Coelli demostraron que el predictor del error cuadrático medio mínimo de la eficiencia técnica, E_{it}, está dado por

$$E[E_{it}|\xi_i] = \frac{1 - \Phi[\eta_t\bar{\sigma} - (\bar{\mu}_i/\bar{\sigma})]}{1 - \Phi[-(\bar{\mu}_i/\bar{\sigma})]} \exp[-\eta_t\bar{\mu}_i + \frac{1}{2}\eta_t^2\bar{\sigma}^2] \tag{10}$$

donde

$$\bar{\mu}_i = \frac{\mu\sigma_v^2 - \sigma_u^2 \sum_{t=1}^{T} \xi_{it}\eta_t}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_{t=1}^{T} \eta_t^2} \tag{11}$$

$$\bar{\sigma}^2 = \frac{\sigma_v^2\sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_{t=1}^{T} \eta_t^2} \tag{12}$$

Apéndice B: Convergencia en los índices de eficiencia

Puesto que $u_{it} = \eta_t u_i = \exp[-\eta(t-T)]u_i$ y $u_{it} = -\ln(E_{it})$, tenemos

$$\begin{aligned} \ln(E_{it}) &= -\eta_t u_i \\ &= -\exp(-\eta t)\exp(\eta T)u_i \\ &= \exp(-\eta t)(-u_{i0}) \\ &= \exp(-\eta t)\ln(E_{i0}) \end{aligned} \tag{13}$$

Para $\eta > 0$ tenemos

$$\frac{\partial \ln E_{it}}{\partial t \partial E_{i0}} = \frac{-\eta \exp(-\eta t)}{E_{i0}} < 0 \tag{14}$$

Por consiguiente, existe una relación inversa entre el crecimiento en la eficiencia técnica y su nivel inicial (β-convergencia) siempre y cuando $\eta > 0$.

Finalmente, demostramos que $\eta > 0$ implica σ-convergencia. De (13) tenemos $E_{it} = \exp(\eta_t u_i)$. Por el método Delta

$$Var(E_{it}) \approx \eta_t^2 \exp(2\eta_t E[u_i])\sigma_u^2 \tag{15}$$

Puesto que η_t está disminuyendo en t cuando $\eta > 0$, y $E[u_i] \geq 0$ ($u_i \geq 0$), obtenemos σ-convergencia.

Apéndice C: Cuadros y Figuras

Cuadro 1: Estadísticas descriptivas a nivel regional

	Año	Norte	Centro Norte	Centro	Sur
Valor agregado bruto[a] (Y)					
	1988	0.26	0.13	0.56	0.06
	1993	0.25	0.16	0.53	0.06
	1998	0.31	0.17	0.46	0.05
	2003	0.34	0.16	0.44	0.06
	2008	0.35	0.17	0.41	0.06
Empleo total[a] (L)					
	1988	0.28	0.16	0.48	0.08
	1993	0.30	0.17	0.45	0.09
	1998	0.35	0.17	0.40	0.08
	2003	0.36	0.18	0.38	0.08
	2008	0.34	0.19	0.38	0.09
Stock de Capital[a] (K)					
	1988	0.25	0.19	0.43	0.13
	1993	0.27	0.23	0.39	0.10
	1998	0.29	0.19	0.41	0.10
	2003	0.31	0.19	0.40	0.09
	2008	0.30	0.22	0.40	0.08
Valor agregado por trabajador[b] (Y/L)					
	1988	0.80	0.70	1.00	0.64
	1993	0.71	0.80	1.00	0.57
	1998	0.77	0.87	1.00	0.54
	2003	0.82	0.77	1.00	0.65
	2008	0.95	0.83	1.00	0.62
Años promedio de escolaridad[c] (S)					
	1990	7.2	6.1	6.3	5.3
	1995	8.1	7.0	7.2	6.3
	2000	8.2	7.3	7.8	6.5
	2005	8.9	8.1	8.2	7.3
	2010	9.3	8.6	8.8	7.9

[a] Participación regional.

[b] Normalizados por máx$\{Y_j/L_j\}$ en cada período.

[c] Población de 15 años o más.

Fuente: INEGI, cálculos propios.

Cuadro 2: Resultados de la estimación

	Translog		Cobb-Douglas	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
k	-0.243	-0.189	0.468***	0.463***
	(0.412)	(0.395)	(0.045)	(0.042)
l	0.741	0.779	0.652***	0.587***
	(0.585)	(0.563)	(0.053)	(0.054)
k^2	-0.093***	-0.083***		
	(0.026)	(0.026)		
l^2	-0.075**	-0.072*		
	(0.039)	(0.038)		
kl	0.192***	0.173***		
	(0.056)	(0.056)		
Tendencia	-0.111***	-0.085**	-0.126***	-0.097***
	(0.038)	(0.035)	(0.041)	(0.035)
Centro-Norte		-0.167*		-0.164*
		(0.095)		(0.096)
Centro		0.078		0.096
		(0.086)		(0.086)
Sur		-0.231**		-0.278***
		(0.105)		(0.105)
Constante	0.175	-0.142	-2.715***	-2.045***
	(2.675)	(2.521)	(0.414)	(0.475)
η	0.028***	0.036**	0.031**	0.045***
	(0.011)	(0.014)	(0.013)	(0.016)
$\sigma_v^2 + \sigma_u^2$	0.053	0.047	0.058	0.049
	(0.007)	(0.006)	(0.008)	(0.006)
$\gamma = \sigma_u^2/(\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$	0.240***	0.148**	0.223***	0.121*
	(0.087)	(0.072)	(0.088)	(0.066)
Logaritmo de verosimilitud	7.292	13.166	-1.078	6.801
N	160	160	160	160

e.e. en paréntesis. Significancia: ***= 1 % nivel; **= 5 % nivel; *=10 % nivel.

Cuadro 3: Eficiencia técnica y estructural en las regiones

	Técnica[a] (E_{jt})					Estructural[b] (ϕ_j)
	1988	1993	1998	2003	2008	
Norte	0.506	0.566	0.624	0.673	0.720	0.925
Centro-Norte	0.579	0.631	0.677	0.720	0.758	0.783
Centro	0.534	0.589	0.640	0.686	0.730	1.000
Sur	0.574	0.622	0.673	0.718	0.764	0.735
Total	0.537	0.594	0.645	0.691	0.735	
Desviación estándar	0.085	0.077	0.069	0.061	0.053	

[a] La eficiencia técnica es medida como la razón de la suma del producto observado sobre la suma del producto potencial.
[b] Normalizados por $\text{máx}_j(\phi_j)$.

Cuadro 4: Convergencia en productividad y eficiencia técnica

	Crecimiento de la eficiencia		Crecimiento de la productividad	
$\ln(Y_{1988}/L_{1988})$	-0.006***	-0.004***	-0.022***	-0.025***
	(0.001)	(0.001)	(0.008)	(0.008)
Centro-Norte	-0.001		-0.004	
	(0.002)		(0.010)	
Centro	0.002		-0.008	
	(0.002)		(0.011)	
Sur	0.000		-0.030***	
	(0.002)		(0.010)	
Constante	-0.014*	-0.008	-0.144***	-0.170***
	(0.008)	(0.006)	(0.048)	(0.044)
R^2 Ajustada	0.308	0.322	0.386	0.218
N	32	32	32	32

e.e. en paréntesis. Significancia: ***= 1 % nivel; **= 5 % nivel; *=10 % nivel.

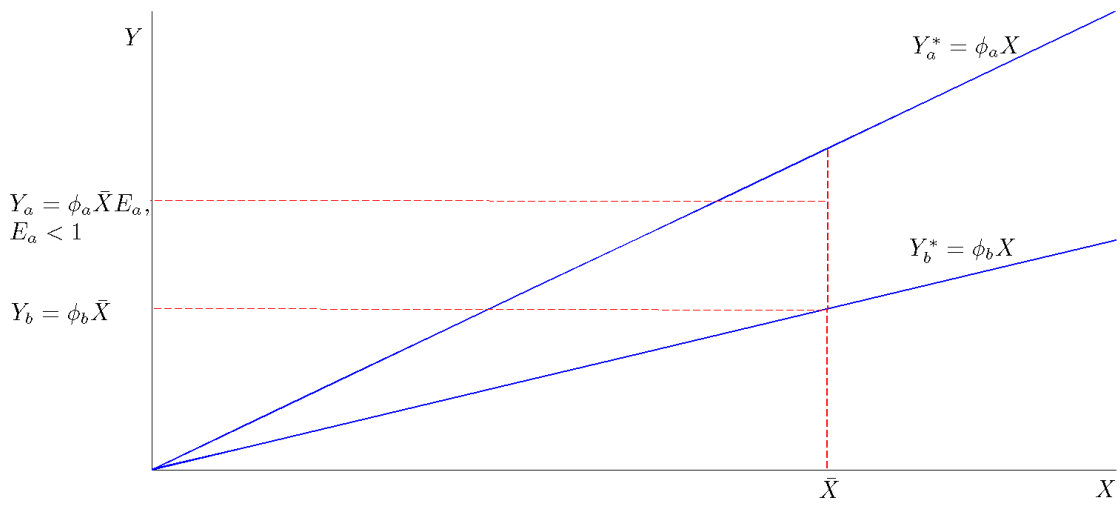

Figura 1: Eficiencia técnica y estructural

BANCO DE MÉXICO

Mayo 2012

www.banxico.org.mx