

# CONVERGENCIA EN EFICIENCIA EN LAS ENTIDADES FEDERATIVAS DE MÉXICO, 1970-2003

*Oswaldo U. Becerril-Torres*<sup>1</sup>

*Inmaculada C. Álvarez-Ayuso*<sup>2</sup>

*Laura E. Del Moral-Barrera*<sup>3</sup>

## 1. Introducción

El análisis sobre los determinantes del crecimiento económico ha adquirido relevancia en los últimos años. Economistas como Robert Barro y Xavier Sala-i-Martin han contribuido de manera importante a su estudio, aportando ideas como la sigma y beta convergencia.

Diversos trabajos se han desarrollado sobre temas de convergencia en renta y otros más sobre convergencia en eficiencia. Investigaciones recientes han introducido en el análisis de la producción el concepto de eficiencia en el uso de los factores, a través de la estimación de fronteras estocásticas. Entre ellos Maudos, *et:al* (1998) y Maudos, *et:al* (1999).

El objetivo de este trabajo es obtener un indicador de niveles de eficiencia técnica que permite identificar la posición relativa de las entidades federativas de México respecto a la frontera eficiente. Así mismo, esto posibilita mostrar cómo se está dando el proceso de convergencia en eficiencia en las entidades federativas, desde el año 1970 a partir de su evolución temporal. El estudio permite identificar las disparidades existentes entre las entidades federativas de México.

El método que se emplea es el de fronteras estocásticas ya que este permite flexibilizar la estructura temporal de la ineficiencia técnica.

---

<sup>1</sup> Universidad Autónoma del Estado de México. Facultad de Economía, Cerro de Coatepec s/n, Ciudad Universitaria, Toluca, Estado de México. C.P. 50120. Teléfono: 01 722 2133074. Correo electrónico: obt@uaemex.mx.

<sup>2</sup> Universidad Autónoma de Madrid. Facultad de C.C. Económicas y Empresariales. Campus de Cantoblanco. 28049 Madrid. Teléfono: +34 91 497 2858. Correo electrónico: inmaculada.alvarez@uam.es.

<sup>3</sup> Universidad Autónoma del Estado de México. Facultad de Economía, Cerro de Coatepec s/n, Ciudad Universitaria, Toluca, Estado de México. C.P. 50120. Teléfono: 01 722 2133074. Correo electrónico: lauraelena\_toluca1@yahoo.com.mx.

El contenido de este trabajo es el siguiente: En la sección dos se presenta la metodología de fronteras estocásticas empleada, particularizando en el modelo de Battese y Coelli (1995). En la sección tres se realiza la estimación de la eficiencia técnica para las entidades federativas mostrando la evolución temporal y las desigualdades. Finalmente, en el apartado cuatro se presentan las principales conclusiones.

## 2. Modelos de Fronteras Estocásticas

La eficiencia productiva se alcanza cuando las economías maximizan la producción con los insumos disponibles. Su cálculo permite disponer de una valiosa información sobre el comportamiento de la economía durante el período analizado y comparar los resultados de las economías objeto de estudio. Si las economías no están aprovechando de manera adecuada sus recursos, pueden realizar ajustes económicos que les harán posible incrementar su producción y mejorar su eficiencia.

En las aplicaciones empíricas que se llevarán a cabo en el siguiente capítulo, dado que se estima una función de producción, se analizará la eficiencia técnica siguiendo las medidas introducidas por Farrell (1957), que son de tipo radial. En este caso, los indicadores de ineficiencia se miden a través de las desviaciones respecto de la frontera de producción, que permite aproximar a nivel empírico la función de producción. En este trabajo, en particular, se aproxima la frontera de producción mediante el modelo planteado por Battese y Coelli (1995), que flexibiliza la estructura del tipo de variación que sigue la eficiencia frente a otros trabajos e incluso a la versión anterior del mismo (Battese y Coelli, 1992).

En el modelo de Battese y coelli (1995) se considera la función de producción estocástica para un panel de datos:

$$Y_{it} = \exp(X'_{it} + v_{it} - u_{it}) \quad \begin{matrix} i=1,\dots,N \\ t=1,\dots,T \end{matrix} \quad (1)$$

Siendo  $Y_{it}$  la producción en el período  $t$ -ésimo y para la empresa  $i$ ,  $X_{it}$  un vector  $(1 \times k)$  de variables explicativas y  $b$  un vector  $(k \times 1)$  de parámetros desconocidos. En cuanto a los dos componentes que constituyen el término de error,  $v_{it}$  son los errores aleatorios

independientes e idénticamente distribuidos como una normal con media cero y varianza  $s_v^2$ , e independientemente distribuidos de  $u_{it}$ . Por su parte,  $u_{it}$  está compuesto por variables aleatorias no-negativas, asociadas a la ineficiencia técnica en producción y obtenidas a partir de la distribución normal truncada<sup>4</sup> en cero con media  $Z_{it}d$  y varianza  $s^2$ .  $Z_{it}$  es un vector (1xm) de variables explicativas asociadas a la ineficiencia técnica a lo largo del tiempo y  $d$  es un vector (mx1) de coeficientes desconocidos.

La ecuación (1) especifica la frontera de producción estocástica en términos de los valores de producción originales. A su vez, la ineficiencia técnica,  $u_{it}$ , es función de un conjunto de variables explicativas,  $Z_{it}$ , y un vector de coeficientes desconocidos,  $d$ . Así pues, la ineficiencia técnica se expresa como:

$$u_{it} = Z_{it}d + W_{it} \quad (2)$$

Donde,  $W_{it}$  sigue una distribución normal truncada en  $Z_{it}d$  con media cero y varianza  $s^2$ . Las ecuaciones (1)-(2) se estiman simultáneamente siguiendo el método de Máxima Verosimilitud<sup>5</sup>, obteniéndose una eficiencia técnica de la forma:

$$ET_{it} = \frac{E(Y_{it}^* / u_{it}, X_{it})}{E(Y_{it}^* / u_{it} = 0, X_{it})} = \exp(-u_{it}) \quad (3)$$

Donde  $Y_{it}^*$  es la producción, que es igual a  $Y_{it}$  cuando la variable dependiente no está transformada e igual a  $\exp(Y_{it})$  cuando ésta se expresa en logaritmos. Por tanto, la eficiencia técnica se calcula como la ratio del nivel de producción obtenido respecto del máximo alcanzable dadas las cantidades de los inputs (es decir, cuando  $u_{it} = 0$ ). Así mismo, su valor oscila entre 0 y 1, siendo éste último caso el más favorable.

---

<sup>4</sup> Battese y Coelli (1995) suponen que la ineficiencia técnica sigue una distribución normal truncada en cero. Puesto que la ineficiencia técnica solo puede reducir la producción por debajo de la frontera, es necesario suponer distribuciones simétricas asociadas a dicho término, siendo igualmente aceptables las distribuciones half-normal y exponencial. Sin embargo, en diversos trabajos empíricos (Gumbau y Maudos, 1996) se demuestra que los resultados obtenidos siguiendo cualquiera de las distribuciones mencionadas con anterioridad son similares.

<sup>5</sup> La función de verosimilitud y sus derivadas parciales con respecto a los parámetros del modelo se presentan en Battese y Coelli (1993), donde la primera se expresa en función de los parámetros de la varianza  $s_s^2 = s_v^2 + s^2$  y  $g = s^2 / s_s^2$  (siguiendo la parametrización en Battese y Corra, 1977).

Este modelo permite flexibilizar la estructura temporal de la ineficiencia técnica, frente a los trabajos anteriores que también siguen un patrón de variación temporal común para todas las empresas, entre los que se encuentra la versión anterior del mismo (Battese y Coelli, 1992). Para ello, se define la ecuación (2), que analiza los efectos que determinan la ineficiencia mediante una función explícita de factores específicos de cada empresa, entre los que se pueden encontrar las variables explicativas de la función de producción (ecuación 1), efectos fijos (individuales o temporales), así como cualquier variable susceptible de generar cambios en la ineficiencia técnica.

En el tratamiento de los problemas econométricos, el uso de un panel de datos disminuye los problemas de multicolinealidad y permite el tratamiento del problema de variables omitidas (Hsiao, 1986). Así mismo, cabe destacar las propiedades que implica el método de Máxima Verosimilitud. Sin embargo, los problemas derivados de la posible endogeneidad de los regresores tienen difícil solución en el contexto de técnicas de frontera estocástica cuando se asumen supuestos distribucionales específicos para el término de ineficiencia<sup>6</sup>. En cuanto a la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos, este modelo no tiene en cuenta la posible existencia de problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad en alguna de las componentes del término de error. Finalmente, entre las ventajas que caracterizan al modelo de Battese y Coelli (1995) destacan las siguientes (Álvarez, 2001, p. 74):

- 1) La variación temporal de la eficiencia técnica puede ser sometida a contraste.
- 2) Es un modelo de componentes del error. Este tipo de modelos emplea la información de que la ineficiencia es de una sola cola, en cuyo caso las empresas eficientes tienen mayor influencia en la estimación de la frontera.
- 3) Permite separar el efecto de cambios en la eficiencia del progreso técnico.
- 4) La variación de la eficiencia técnica sigue un patrón diferenciado entre empresas.
- 5) Permite analizar la correlación existente entre los insumos y la eficiencia técnica.

---

<sup>6</sup> En Gumbau y Maudos (1996) hacen referencia a esta limitación.

### 3. Estimación de la Eficiencia Técnica en las Entidades Federativas

El panel de datos considerado abarca el período 1970-2003 para las entidades federativas. El producto viene representado por el Producto Interior Bruto (PIB) en pesos de 1993, la inversión mediante la Formación Bruta de Capital en pesos de 1993, y el empleo hace referencia al personal ocupado. Las fuentes estadísticas de las que se han obtenido las bases de datos proceden de los Censos Económicos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI)<sup>7</sup>.

Siguiendo el modelo de Battese y Coelli (1995), que se ha desarrollado en el apartado anterior, se lleva a cabo la estimación de la eficiencia técnica en las entidades federativas de México en los años 1970, 1975, 1980, 1985, 1988, 1993, 1998 y 2003. La tecnología viene representada mediante la función de producción translogarítmica de la forma:

$$\ln Y_{it} = \mathbf{b}_0 + \sum_{j=1}^2 \mathbf{b}_j \ln(X_{jit}) + \sum_{j=1}^2 \sum_{h=1}^2 \mathbf{b}_{jh} \ln(X_{jit}) \ln(X_{hit}) + V_{it} - U_{it} \quad (4)$$

i=1, ..., 32 entidades federativas  
t=1970, ..., 2003

Donde  $Y_{it}$  es el producto y  $X_{it}$  es un vector que hace referencia a los inputs considerados (j,h = empleo, L, y capital, K).  $V_{it}$  es el error aleatorio y  $U_{it}$  representa el término de ineficiencia. Éste, a su vez, se define mediante la ecuación:

$$U_{it} = \mathbf{d}_0 + \mathbf{d}_1 T + \mathbf{d}_2 T^2 + \sum_{i=1}^{31} \mathbf{I}_i D_i + W_{it} \quad (5)$$

La ecuación de la ineficiencia incorpora una variable temporal (T), así como dummies individuales (D<sub>i</sub>), con el objetivo de controlar las diferencias inobservadas entre las entidades federativas, dado que estos componentes también pueden influir en la eficiencia y, por último, el error aleatorio  $W_{it}$ . La medida de la eficiencia técnica de Farrell (1957) se estima a partir de la expresión:

$$ET_{it} = \exp(-U_{it}) = \exp \left[ - \left( \mathbf{d}_0 + \mathbf{d}_1 T + \mathbf{d}_2 T^2 + \sum_{i=1}^{31} \mathbf{I}_i D_i \right) - W_{it} \right] \quad (6)$$

<sup>7</sup> En el Apéndice Estadístico 1 se exponen los estadísticos descriptivos correspondientes a las bases de datos empleadas en el presente trabajo así como sus tasas de crecimiento.

De manera que la eficiencia técnica se calcula como la ratio del nivel de producción obtenido respecto del máximo alcanzable dadas las cantidades de los insumos (es decir, cuando  $U_{it} = 0$ ). Su valor oscilará entre 0 y 1, siendo éste último caso el más favorable.

**Cuadro 1: Contrastes de Especificación**

<b>Hipótesis nula</b>	<b>Log. F. Verosimilitud</b>	<b>Valor I</b>	<b>Decisión (95%)</b>
$H_0 : \mathbf{b}_{KL} = \mathbf{b}_{L^2} = \mathbf{b}_{K^2} = 0$	-110.308	30.214	Rechazo
$H_0 : \mathbf{g} = \mathbf{d}_0 = \dots = \mathbf{d}_{33} = 0$	-211.183	231.964	Rechazo
$H_0 : \mathbf{d}_1 = \mathbf{d}_2 = 0$	-102.785	15.168	Rechazo
$H_0 : \mathbf{d}_3 = \dots = \mathbf{d}_{33} = 0$	-130.764	69.926	Rechazo
$H_0 : \mathbf{d}_1 = \dots = \mathbf{d}_{33} = 0$	-131.143	71.884	Rechazo

El estadístico  $I$  se calcula como:

$$I = -2[\log(f.verosimilitud(H_0)) - \log(f.verosimilitud(H_1))]$$

, que se distribuye según una chi-cuadrado con grados de libertad iguales al número de parámetros que se igualan a cero en la hipótesis nula.

En el contraste cuya hipótesis nula considera  $\mathbf{g} = 0$  el estadístico  $I$  sigue una distribución chi-cuadrado mixta. Así pues, los valores críticos se obtienen de Kodde y Palm (1986), Tabla1, Pág. 1246.

Basándonos en el estudio de Battese y Coelli (1995) llevamos a cabo la estimación por Máxima Verosimilitud de las ecuaciones (4)-(5) simultáneamente, mediante el uso del programa Frontier 4.1. (Coelli, 1996). Los resultados obtenidos se presentan en el Cuadro 2. Así mismo, en el Cuadro 1 se realizan una serie de contrastes de razón de verosimilitud ( $I$ ), que nos ayudarán a seleccionar la forma funcional más adecuada, tras decidir cuales de las hipótesis nulas que se plantean serán aceptadas. En el primer contraste, se rechaza la hipótesis nula de que la forma funcional Cobb-Douglas es preferida a la translogarítmica. A continuación, se contrasta la existencia de ineficiencia técnica en el término de error. Puesto que se rechaza la hipótesis de que el parámetro  $\mathbf{g}$  sea igual a cero, se confirma la necesidad de incorporar la ineficiencia técnica en la función de producción y el hecho de que una función de producción media supone una representación inadecuada de los datos. Por último, los contrastes tercero, cuarto y quinto consideran la hipótesis de que la ecuación de la ineficiencia no es función de los regresores considerados, confirmándose la significatividad

de las variables que explican la ineficiencia técnica, incluidos los efectos individuales, ya que dichas hipótesis se rechazan.

**Cuadro 2: Función de Producción Translogarítmica (Battese y Coelli, 1995)**

VARIABLE	PARAMETRO	COEFICIENTE	T-ESTADÍSTICO
<b>Frontera Estocástica</b>			
Constante (C)	$b_0$	24.506**	11.701
Inversión (K)	$b_K$	-0.213**	-2.171
Empleo (L)	$b_L$	-1.695**	-5.381
$\ln K \cdot \ln L$	$b_{KL}$	0.004	0.440
$(\ln K)^2$	$b_{K^2}$	0.006**	2.186
$(\ln L)^2$	$b_{L^2}$	0.096**	6.729
<b>Modelo de Ineficiencia con efectos fijos</b>			
Constante	$d_0$	-0.759*	-1.445
Tendencia (T)	$d_1$	-0.769**	-4.022
$T^2$	$d_2$	0.051**	2.965
Parámetros de la varianza	$s_s^2$	0.846**	9.200
	$g$	0.924**	58.491
Log. F. Verosimilitud		-95.201	

\*Parámetro significativo al 90%.

\*\*Parámetro significativo al 95%.

Puesto que todas las hipótesis nulas se rechazan, se estima el modelo de frontera estocástica especificando la función de producción translogarítmica y la ecuación de ineficiencia propuestas. La varianza de los parámetros se expresa en términos de

$$g = \frac{s^2}{s^2 + s_v^2} \text{ y } s_s^2 = s_v^2 + s^2, \text{ siendo } s_v^2 \text{ y } s^2 \text{ las varianzas en las distribuciones de } V_{it} \text{ y } U_{it},$$

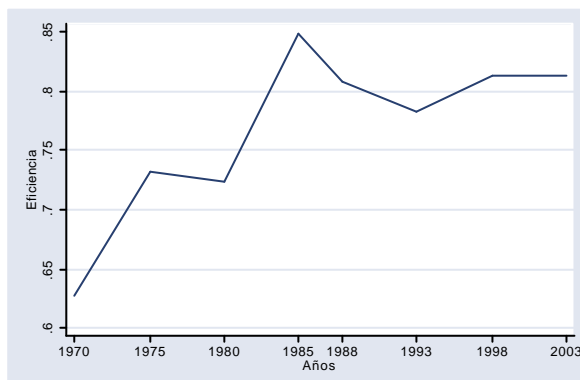
respectivamente. Así pues, el valor del parámetro  $g$  indica que la proporción de la varianza de  $U_{it}$  sobre el error compuesto total es de 92.4% y muestra el error cometido al utilizar las funciones de producción medias en las que se ignora las diferencias en eficiencia. Por último, los valores de la eficiencia técnica para las entidades federativas durante el periodo

1970-2003 obtenidos a partir del modelo de frontera estocástica, mediante la implementación de la expresión (6), se presentan en el cuadro del Apéndice Estadístico 2. En el siguiente apartado pasamos a analizar su evolución temporal.

### 3.2.1. Evolución Temporal de la Eficiencia Técnica

En el gráfico 1 se presenta la evolución de la eficiencia técnica durante el periodo objeto de estudio (1970-2003). Los resultados obtenidos muestran la favorable trayectoria que ha experimentado el agregado de la economía mexicana, que se intensifica en el año 1985, mostrando en la siguiente medición (1988) una caída que pudo ser influida por los sismos registrados. Así mismo, en el año 1993 se observa una caída del indicador de eficiencia, alcanzando un mínimo de 0.782, en concordancia con la situación de crisis existente a nivel internacional, lo que pudo influir en la posterior devaluación del peso. Finaliza el periodo con un nivel de eficiencia medio superior a 0.8, lo que indica que es posible aumentar la producción aproximadamente en un 20%, con los factores productivos utilizados y la tecnología disponible.

**Gráfico 1: Evolución de la Eficiencia Técnica Media en México (1970-2003)**



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de eficiencia técnica que aparecen en el Apéndice Estadístico 2.

**Cuadro 3: Ranking de Eficiencia Técnica de las Entidades Federativas (1970-2003)**

ENTIDADES FEDERATIVAS			<i>Crecimiento</i>	
	1970	2003	<i>Eficiencia media</i> 1970-2003	<i>medio (%)</i> 1970-2003
Aguascalientes	0.318 (27)	0.766 (26)	0.560(28)	14.304



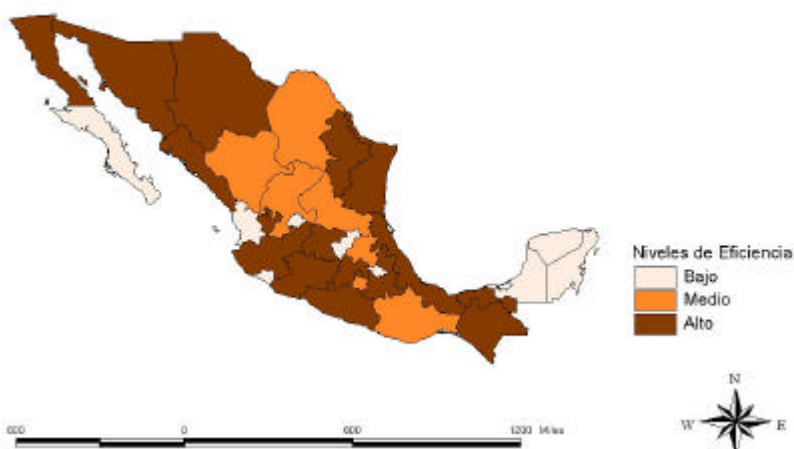
Baja California	0.828 (11)	0.892 (8)	0.879(11)	1.128
Baja California Sur	0.221 (30)	0.637 (29)	0.449(31)	17.242
Campeche	0.298 (28)	0.868 (13)	0.703(24)	22.921
Coahuila de Zaragoza	0.554 (22)	0.788 (25)	0.765(22)	5.701
Colima	0.248 (29)	0.582 (30)	0.476(30)	15.815
Chiapas	0.836 (9)	0.882 (9)	0.896(7)	0.860
Chihuahua	0.851 (6)	0.901 (5)	0.887(10)	0.843
Distrito Federal	0.842 (8)	0.922 (2)	0.907(5)	1.367
Durango	0.637 (17)	0.825 (19)	0.783(19)	4.139
Guanajuato	0.827 (12)	0.859 (15)	0.870(13)	0.644
Guerrero	0.768 (15)	0.852 (16)	0.851(16)	1.640
Hidalgo	0.590 (20)	0.795 (24)	0.788(18)	4.872
Jalisco	0.893 (2)	0.893 (7)	0.912(4)	0.008
México	0.869 (4)	0.911 (3)	0.916(2)	0.730
Michoacan de Ocampo	0.785 (14)	0.832 (17)	0.858(14)	0.990
Morelos	0.514 (23)	0.826 (18)	0.766(21)	7.887
Nayarit	0.421 (24)	0.540 (31)	0.579(27)	5.035
Nuevo León	0.857 (5)	0.925 (1)	0.914(3)	1.166
Oaxaca	0.633 (18)	0.807 (23)	0.788(17)	4.195
Puebla	0.754 (16)	0.877 (10)	0.857(15)	2.400
Querétaro de Arteaga	0.398 (26)	0.816 (21)	0.692(25)	12.230
Quintana Roo	0.142 (31)	0.816 (22)	0.550(29)	32.058
San Luis Potosí	0.574 (21)	0.820 (20)	0.769(20)	5.567
Sinaloa	0.832 (10)	0.865 (14)	0.887(9)	0.631
Sonora	0.889 (3)	0.899 (6)	0.905(6)	0.201
Tabasco	0.787 (13)	0.873 (12)	0.890(8)	1.737
Tamaulipas	0.846 (8)	0.876 (11)	0.874(12)	0.563
Tlaxcala	0.135 (32)	0.495 (32)	0.407(32)	29.703
Veracruz de Ignacio de la Llave	0.913 (1)	0.902 (4)	0.919(1)	-0.136
Yucatán	0.419 (25)	0.689 (28)	0.631(26)	9.907
Zacatecas	0.609 (19)	0.752 (27)	0.749(23)	3.538
Media	0.628	0.812	0.771	6.559

El número entre paréntesis indica la posición en el ranking en orden descendente.

Fuente: elaboración propia a partir de los datos de eficiencia técnica que aparecen en el Apéndice Estadístico 2.

En el cuadro 3 se presenta el ranking por entidades federativas, atendiendo a los niveles de eficiencia técnica obtenido al inicio y final del período, así como la eficiencia media a lo largo del mismo. En orden descendente, Veracruz, Jalisco y Sonora comienzan el periodo entre los primeros estados del ranking, de los cuales ninguno mantiene su posición al finalizar el periodo, siendo sustituidos por Nuevo León, Distrito Federal y Estado de México, respectivamente. En lo que se refiere a la eficiencia media, los estados que ocupan las primeras posiciones son Veracruz, Estado de México y Nuevo León. Estos dos últimos se corresponden con los mejor situados en el ranking al finalizar el período considerado. Por último, se observan tasas de crecimiento positivas en todas las entidades federativas, excepto en el caso de Veracruz, donde se observa una tasa de crecimiento negativa del -0.136%, aunque próxima a cero. En sentido positivo, destacan Quintana Roo y Tlaxcala, que, aun teniendo niveles muy bajos de eficiencia técnica, registran los mayores niveles de crecimiento medio.

Mapa 1: Eficiencia Técnica en las Entidades Federativas 1970



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de eficiencia técnica que aparecen en el Apéndice Estadístico 2.

**Cuadro 4: Estratificación de la Eficiencia Técnica en las Entidades Federativas, 1970\*.**

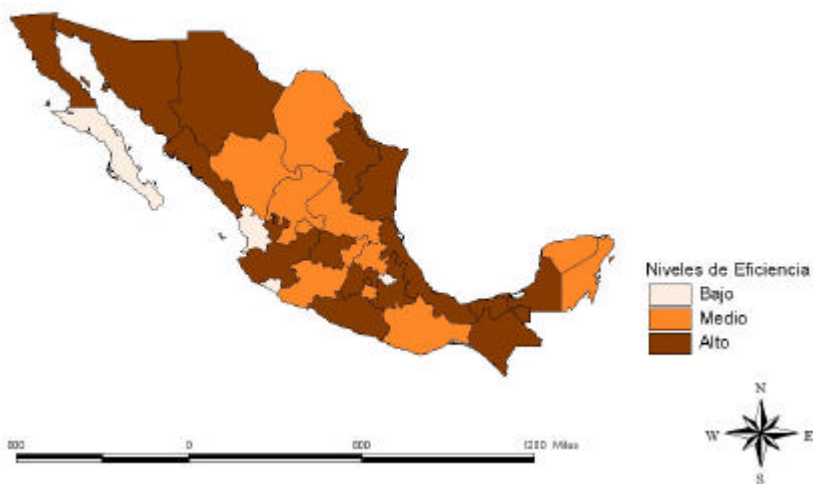
<i>Estratos</i>	Límite Mínimo	Límite Máximo
Estrato 1:	29.Tlaxcala, 23.Quintana Roo,3.Baja California Sur,	

6.Colima, 4.Campeche, 1.Aguascalientes, 22.Querétaro de Arteaga, 31.Yucatán, 18.Nayarit	0.135	0.421
Estrato 2:		
17.Morelos, 5.Coahuila de Zaragoza, 24.San Luis Potosí 13.Hidalgo, 32.Zacatecas, 20.Oxaca, 10.Durango	0.421	0.637
Estrato 3:		
21.Puebla, 12.Guerrero, 16.Michoacan de Ocampo, 27.Tabasco, 11.Guanajuato, 2.Baja California 25.Sinaloa, 7.Chiapas, 9.Distrito Federal, 28.Tamaulipas 8.Chihuahua, 19.Nuevo León, 15.México, 26.Sonora 14.Jalisco, 30. Veracruz de Ignacio de la Llave	0.637	0.913

Fuente: Elaboración propia a partir del ranking de eficiencia técnica que se presenta en el cuadro 3.

\* Las entidades federativas aparecen en orden ascendente de la eficiencia técnica.

Mapa 2: Eficiencia Técnica en las Entidades Federativas 2003



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de eficiencia técnica que aparecen en el Apéndice Estadístico 2.

**Cuadro 5: Estratificación de la Eficiencia Técnica en las Entidades Federativas, 2003\*.**

<i>Estratos</i>	Límite Mínimo	Límite Máximo
Estrato 1:		
29.Tlaxcala, 18.Nayarit, 6.Colima, 3.Baja California Sur	0.495	0.637
Estrato 2:		
31.Yucatán, 32.Zacatecas, 1.Aguascalientes, 5.Coahuila de Zaragoza, 13.Hidalgo, 20.Oaxaca, 22.Querétaro de Arteaga, 23.Quintana Roo, 24.San Luis Potosí, 10.Durango, 17.Morelos, 16.Michoacán de Ocampo	0.637	0.832
Estrato 3:		
12.Guerrero, 11.Guanajuato, 25.Sinaloa, 4.Campeche, 27.Tabasco, 28.Tamaulipas, 21.Puebla, 7.Chiapas 2.Baja California, 14.Jalisco, 26.Sonora, 8.Chihuahua 30. Veracruz de Ignacio de la Llave, 15.México, 9.Distrito Federal, 19.Nuevo León	0.832	0.925

Fuente: Elaboración propia a partir del ranking de eficiencia técnica que se presenta en el cuadro 3.

\* Las entidades federativas aparecen en orden ascendente de la eficiencia técnica.

Los mapas muestran la distribución del indicador de eficiencia técnica en las entidades federativas al inicio y final del periodo considerado, junto con la estratificación en tres niveles siguiendo el método de *Natural Breaks*. En el mapa 1 se observa que son numerosas las entidades federativas que poseen elevados niveles de eficiencia técnica en términos relativos. Así mismo, diversas entidades federativas se encuentran en una situación totalmente opuesta, dado que se sitúan en los niveles de eficiencia técnica más bajos.

Por su parte, en el mapa 2 observamos como las diferencias en niveles de eficiencia técnica se reducen sustancialmente, dado que son numerosas las entidades federativas que pasan de situarse en los niveles extremos, tanto en el más bajo como en el más elevado, a

posicionarse en una situación intermedia en términos de eficiencia técnica. A continuación, pasamos a analizar cómo se ha llevado a cabo este proceso de acercamiento en niveles de eficiencia técnica entre las distintas entidades federativas.

### 3.2.2. Eficiencia Técnica y desigualdades

En la literatura clásica aparecen dos conceptos de convergencia<sup>8</sup>: “sigma-convergencia” y “beta-convergencia”. La sigma-convergencia implica una reducción en la dispersión, o lo que es lo mismo la desviación típica del logaritmo de la eficiencia. Por su parte, la convergencia beta analiza si aquellos países que parten de menores niveles de eficiencia experimentan mayores ganancias. Es decir, siendo  $\ln\left(\frac{e_{it}}{e_{it-T}}\right)$  el crecimiento de la eficiencia entre t y t-T correspondiente a la i-ésima entidad federativa y  $\ln(e_{it-T})$  el nivel inicial de la misma, en la ecuación:

$$\frac{\ln(e_{it} / e_{it-T})}{T} = a - b \ln(e_{it-T}) + u_{i,t,t-T} \quad (7)$$

Debemos obtener  $b > 0$ , donde  $b = (1 - e^{-I\tau}) / T$  y  $I$  representa la velocidad de convergencia.

Comenzamos nuestro estudio acerca de la convergencia en niveles de eficiencia entre las entidades federativas durante el período 1970-2003 analizando la sigma-convergencia a partir de la desviación típica del logaritmo del indicador de eficiencia, que permite extraer información sobre la dispersión existente a lo largo del tiempo. El gráfico 2 muestra una evolución favorable, que indica que se han reducido las desigualdades en el período analizado, aunque este proceso no se ha producido de manera uniforme, dado que el gráfico nos muestra dos periodos bien diferenciados, el primero, que abarca los años 1970-1985, y el segundo que de este último año.

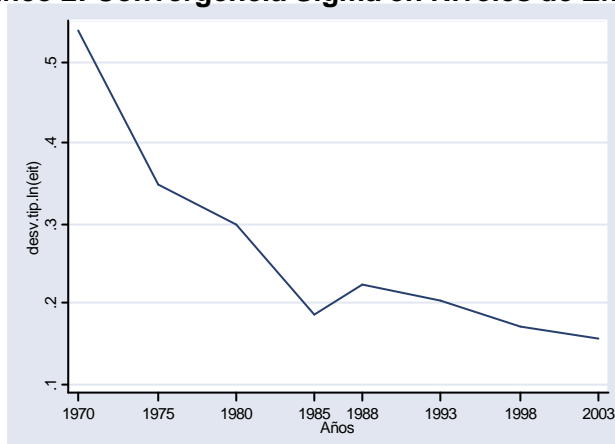
A continuación, el estudio se centra en el análisis de la convergencia beta, que nos permite corroborar si las economías que comienzan el período con unos niveles de eficiencia inferiores muestran una evolución más favorable, para lo cual se estima la ecuación (7). Con lo cual, disponemos de un panel de datos<sup>9</sup>. Puesto que se trata de un modelo dinámico, ya

<sup>8</sup> En Sala-i-martin (1994, 1996a, 1996b) se definen con detalle ambos conceptos.

<sup>9</sup> En Islam (1995) y Temple (1998), mediante la implementación del modelo de Mankiw, Romer y Weil (1992) en el contexto de datos de panel, destacan en dicha metodología el hecho de que hace posible registrar las diferencias

que el regresor es la propia variable dependiente en el período inicial, siguiendo el trabajo de Arellano y Bond (1991), nos basamos en el “estimador de variables instrumentales óptimo en dos etapas” o “estimador generalizado de momentos en dos etapas<sup>10</sup>”. Además, se ha utilizado la matriz de covarianzas propuesta por White (1980), que nos permite realizar inferencias robustas incluso en presencia de heteroscedasticidad.

**Gráfico 2: Convergencia Sigma en Niveles de Eficiencia**



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de eficiencia técnica que aparecen en el Apéndice Estadístico 2.

**Cuadro 6: Regresión de Convergencia siguiendo el Método de Estimación de Arellano y Bond.**  
Variable dependiente:  $\ln(e_{it}/e_{it-T})$

<i>Modelo Dinámico de Datos de Panel</i>				
	Modelo General	Modelo con Dummy Temporal	Mod. Período 1970-1985	Mod. Período 1988-2003
Constante	0.000(0.030)	0.021(3.500)**	0.038(2.980)**	0.018(4.280)**
$\ln(e_{it} - T)$	-0.555(-7.979)**	-0.509(-7.345)**	-0.570(-7.897)**	-0.509(-2.587)**
Dummy Temporal		0.115(5.950)**		
Test F. Sig.conjunta	F(1,190)=40.850	F(2,189)=59.390	F(1,62)=35.450	F(1,62)=6.190
Test Sargan	$\chi^2(20) = 94.290$	$\chi^2(20) = 85.050$	$\chi^2(2) = 27.88$	$\chi^2(2) = 15.26$
Autocorrelación primer y Segundo orden	-2.720 0.820	-2.790 1.410	-2.490	-2.080

T-estadístico entre paréntesis.

\*Parámetro significativo al 90%.

\*\*Parámetro significativo al 95%.

no observables entre países en forma de “efectos fijos”, evitando así el posible sesgo originado por un problema de variables omitidas. Para un análisis detallado acerca de las técnicas de datos de panel véase Hsiao (1986).

<sup>10</sup> Las estimaciones han sido realizadas mediante el uso del paquete stata, empleando el método de estimación de panel dinámico implementado por Arellano y Bond.

Los resultados obtenidos se muestran en el cuadro 6. En la primera columna se presenta la estimación para la totalidad del período considerado. En la segunda columna se añaden dos dummies temporales, que hacen referencia a los períodos 1970-1985 y 1988-2003, respectivamente, dado que en ambos períodos se representan distintos ciclos de la economía mexicana. Puesto que se elimina la segunda de ellas por problemas de multicolinealidad, el coeficiente asociado a la dummy temporal considerada nos indica la desviación existente en el primer período respecto del segundo. Por último, las restantes columnas muestran la estimación de cada uno de los períodos considerados por separado.

A través del contraste F observamos la significatividad conjunta del modelo. Así mismo, el contraste de Sargan muestra la idoneidad de los instrumentos empleados. Además, los residuos no presentan problemas de autocorrelación<sup>11</sup>, tal y como se demuestra a través del contraste efectuado y sus errores estándar han sido corregidos de heteroscedasticidad, como ya se ha mencionado anteriormente.

El signo de la pendiente en la ecuación (7) tanto para el total como introduciendo la dummy temporal (los resultados son muy similares), dado que es negativo y significativamente distinto de cero, indica un acercamiento de las entidades federativas menos eficientes hacia las más eficientes. Desagregando por períodos observamos que la velocidad de convergencia es ligeramente mayor en el primero.

Por su parte, el gráfico 3 nos permite confirmar la relación negativa existente entre el nivel inicial de eficiencia y su tasa de crecimiento, que conduce a un acercamiento entre entidades federativas en niveles de eficiencia técnica. Así mismo, atendiendo a su posición en el gráfico, se pueden distinguir tres grupos de entidades federativas, cuyos miembros muestran un mayor grado de afinidad.

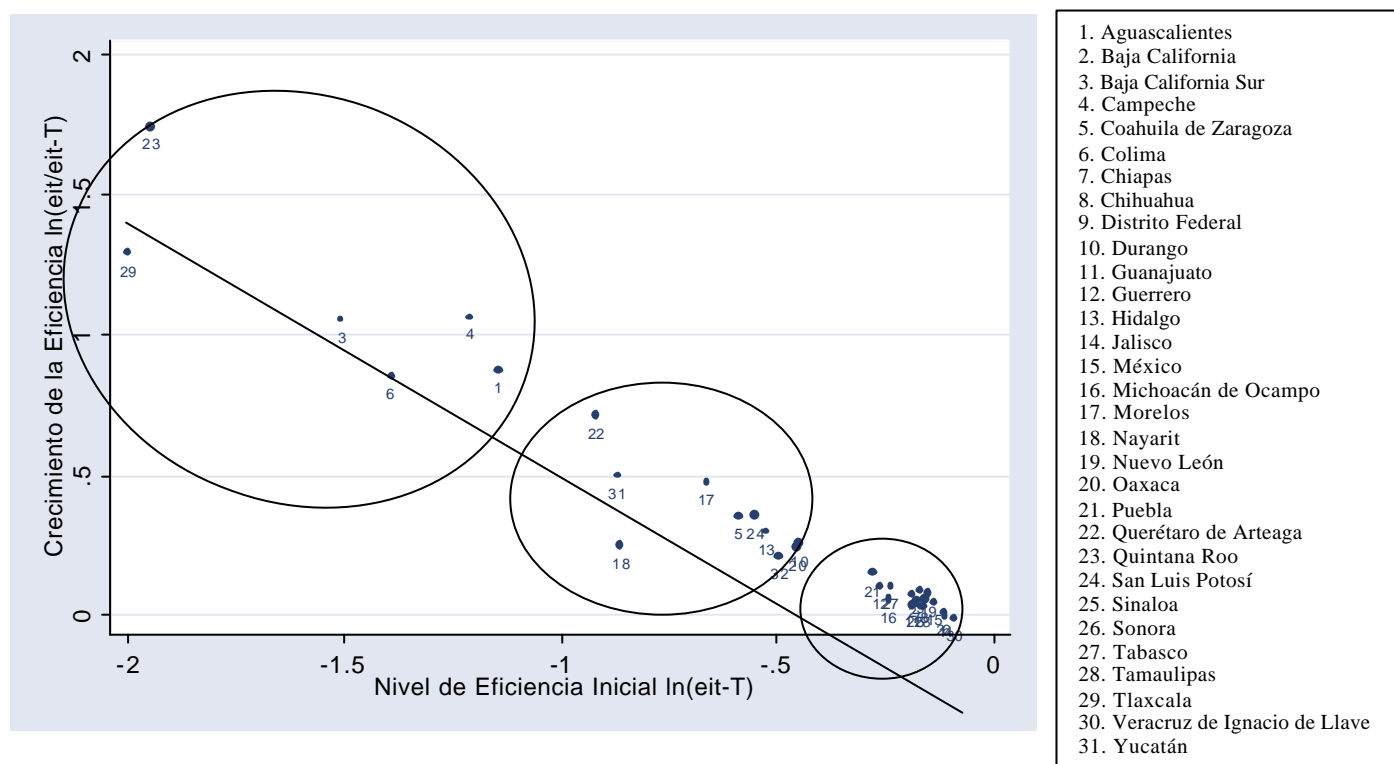
Como consecuencia del análisis de convergencia llevado a cabo, observamos que se da un fuerte acercamiento entre entidades federativas en niveles de eficiencia técnica, tanto si consideramos convergencia-sigma como si analizamos convergencia beta. En ambos casos, se reduce la dispersión y se da un acercamiento en niveles de eficiencia técnica. Por su parte, durante los dos períodos considerados, que se corresponden con sendos ciclos

---

<sup>11</sup> El contraste de autocorrelación de los residuos de primer y segundo orden contrasta la existencia de un modelo de medias móviles y se distribuye asintóticamente según una normal estandarizada. Este test se desarrolla en Arellano y Bond (1991).

económicos, la intensidad del proceso es muy similar. Probablemente, en base a los resultados obtenidos en el gráfico 3 es probable que el proceso se intensifique entre las entidades federativas que conforman los distintos grupos que se pueden observar en dicho gráfico. Por último, dicho proceso podría estar condicionado a la existencia de características inobservables de los individuos, en este caso de las entidades federativas, tales como la distribución del capital público y la educación, entre otros.

**Gráfico 3: Beta-Convergencia en las Entidades Federativas (1970-2003)**



#### 4. Conclusiones

En esta investigación se ha estimado la eficiencia técnica en las entidades federativas durante el periodo 1970-2003. La evidencia obtenida muestra que la evolución que presenta ha sido favorable durante el periodo objeto de estudio. A pesar de ello, existen divergencias y todavía es posible aumentar la producción en promedio aproximadamente en un 20% si se logra un uso más eficiente de los factores productivos. Los resultados obtenidos aportan una información muy valiosa acerca del comportamiento en las distintas entidades federativas. De esta manera, destacan Veracruz, Jalisco y Sonora al comienzo del periodo, mientras que



en el año 2003 Nuevo León, Distrito Federal y Estado de México, respectivamente, sustituyen a estos en los primeros puestos del ranking.

Sin embargo, y a pesar de las enormes divergencias, las disparidades se están corrigiendo, tal y como nos muestra el concepto de convergencia-sigma. Por su parte, aquellas entidades federativas que comienzan el periodo con una situación menos favorable se están acercando a aquellas que presentan los mayores niveles de eficiencia técnica. Así pues, se corrobora la existencia de un proceso de convergencia en eficiencia técnica entre entidades federativas.

Así mismo, podemos distinguir grupos de entidades federativas, entre los que es posible un acercamiento aun más intenso, tal y como se observa en la última gráfica. Por último, La incorporación de variables explicativas del proceso de acercamiento (tales como capital público y educación, entre otros) nos permitiría ofrecer la posibilidad de discutir y reflexionar sobre las políticas públicas emprendidas y sus implicaciones para la eficiencia técnica de las economías estudiadas.

### **Referencias bibliográficas**

Álvarez, Inmaculada y Becerril, O. (2005). Influencia del capital público y de la inversión en educación sobre la eficiencia técnica en las economías europeas y catch-up tecnológico, 1980-2001. *Quivera*. Nueva Epoca. Num. 2005-1.

Álvarez, R. (2001) "Modelos con Eficiencia Técnica Variante en el Tiempo" en Álvarez A. (Coord.): *La Medición de la Eficiencia y la Productividad*. Ediciones Pirámide, Madrid.

Arellano M. and Bond S. (1991) "Some tests of specification for panel data: a Monte Carlo evidence and an application to employment equations". *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.

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

Battese, G., Coelli, T. and Colby, T.C. (1989) "Estimation of frontier production functions and the efficiencies of Indian farms using panel data from ICRISAT'S Village level studies". *Journal of Quantitative Economics*. Vol. 5, pp. 327-348.

Battese, G. and Coelli, T. (1988) "Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data". *Journal of econometrics*. Vol. 38, pp. 387-399.

- Battese, G. and Coelli, T. (1992) "Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India". *Journal of productivity analysis*. Vo. 3, pp. 153-169.
- Battese, G. and Coelli, T. (1993) *A Stochastic Frontier Production Function incorporating a model for technical inefficiency effects*, Working Paper in Econometrics and Applied Statistics 69/93, Department of Econometrics, University of New England.
- Battese, G. and Coelli, T. (1995) "A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data", *Empirical Economics*, 20, 325-332.
- Coelli T. (1996) *A guide to Frontier Version 4.1. : a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation*. CEPA Working Paper 96/07.
- Delgado, María J. y Álvarez, I. (2003). Eficiencia técnica y convergencia en los sectores productivos regionales. *Investigaciones Regionales*. Otoño, Número 033.
- Farrell M.J. (1957) "The measurement of productive efficiency". *Journal of the royal statistical society*. Vo. 120, Part. 3, pp. 253-290.
- Gumbau, A. M. and Maudos, J. (1996) "Eficiencia productiva sectorial en las regiones españolas: una aproximación fronterá". *Revista Española de Economía*. Vol. 13, N°2, pp. 239-260.
- Gumbau, A. M. and Maudos, J. (2002) "The determinants of efficiency: the case of the Spanish industry", *Applied Economics*, 34,1941-1948.
- Hsiao C. (1986) *Analysis of Panel Data*. Econometric Society Monographs, 11, Cambridge University Press.
- Islam N. (1995) "Growth empirics: a panel data approach". *Quarterly journal of economics*, 110, pp. 1127-1170.
- Mankiw N.G., Romer D. and Weil D.N. (1992). "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*. 107. Harvard University, USA. pp 407-437.
- Maudos J., Pastor J.M. y Serrano L. (1998) "Convergencia en las regiones españolas: cambio técnico, eficiencia y productividad". *Revista Española de Economía*, Vol. 15, n°2, pp. 235-264.
- Maudos J., Pastor J.M. y Serrano L. (1999) "Total factor productivity measurement and human capital in OECD countries". *Economic Letters*, 63, pp. 39-44.
- Maudos, J., Pastor J.M. y Serrano L. (2000), Efficiency and productive specialization: An application to the Spanish regions, *Regional Studies*, 34(9), pp. 829-842
- Sala-i-martín X. (1994) "La riqueza de las regiones. Evidencia y teorías sobre crecimiento regional y convergencia". *Moneda y Crédito*, 198, pp. 13-80.

Sala-i-martín X. (1996a) "The classical approach to convergence analysis". *Economic Journal*, 106, pp. 1019-1036.

Sala-i-martín X. (1996b) "Regional cohesion evidence and theories of regional growth and convergence". *European Economic Review*, 40, pp. 1325-1352.

Temple J.R.W. (1998) "Robustness tests of augmented Solow model". *Journal of Applied Econometrics*, 13 (4), july-august, 361-375.

White H. (1980) "A heteroskedastic-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedastic". *Econometrica*, Vol. 48, pp. 817-838.

#### APÉNDICE ESTADÍSTICO 1: Bases de Datos

CRECIMIENTO MEDIO (1970-2003)(%)

<b>ENTIDADES FEDERATIVAS</b>	<b>PRODUCCION</b>	<b>INVERSION</b>	<b>EMPLEO</b>
Aguascalientes	32.364	-18.297	42.968
Baja California	21.743	16.938	34.719
Baja California Sur	25.972	-31.579	35.079
Campeche	121.290	2198.231	38.961
Coahuila de Zaragoza	20.356	-4.034	28.696
Colima	21.835	-16.621	38.199
Chiapas	24.256	225.992	47.935
Chihuahua	21.735	-21.578	33.097
Distrito Federal	14.895	-26.164	16.065
Durango	16.810	-18.137	27.785
Guanajuato	18.385	11.055	33.518
Guerrero	17.621	58.663	36.734
Hidalgo	17.726	-11.490	45.872
Jalisco	15.409	-43.072	29.255
México	20.314	-42.266	27.378
Michoacan de Ocampo	14.915	-43.428	30.087
Morelos	22.292	-32.472	39.823
Nayarit	10.416	-7.371	26.430
Nuevo León	21.135	-17.024	44.258
Oaxaca	19.956	109.849	37.236
Puebla	20.552	0.257	30.396
Querétaro de Arteaga	31.993	-11.061	39.642
Quintana Roo	63.710	194.741	78.701

San Luis Potosí	19.038	-14.620	26.463
Sinaloa	13.516	-30.391	29.015
Sonora	13.870	-26.393	30.789
Tabasco	38.284	1632.261	50.051
Tamaulipas	17.993	19.064	33.266
Tlaxcala	24.900	-15.302	21.250
Veracruz de Ignacio de la Llave	10.435	53.564	26.598
Yucatán	21.578	83.224	29.918
Zacatecas	12.625	-11.377	29.357
Media	24.623	130.036	34.986

#### ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

<b>VARIABLES</b>	<b>MEDIA</b>	<b>DESVIACION TÍPICA</b>	<b>COEFICIENTE VARIACION</b>	<b>MINIMO</b>	<b>MÁXIMO</b>
Producción	31153744.408	12545833.683	3.037	24202.128	337756746.515
Inversión	409126434.918	941586152.511	5.915	5906.633	11212035957.447
Empleo	273382.027	139709.404	5.479	6210.000	2842874.000

#### APÉNDICE ESTADÍSTICO 2: Eficiencia Técnica en las Entidades Federativas (1970-2003)

##### Función de Producción Translogarítmica. Modelo de Frontera Estocástica (Battese y Coelli, 1995)

Entidades Federativas	1970	1975	1980	1985	1988	1993	1998	2003
Aguascalientes	0.318	0.445	0.497	0.588	0.519	0.618	0.731	0.766
Baja California	0.828	0.880	0.860	0.915	0.897	0.873	0.888	0.892
Baja California Sur	0.221	0.330	0.397	0.471	0.450	0.519	0.565	0.637
Campeche	0.298	0.436	0.422	0.958	0.929	0.846	0.863	0.868
Coahuila de Zaragoza	0.554	0.726	0.776	0.826	0.809	0.837	0.802	0.788
Colima	0.248	0.379	0.404	0.616	0.496	0.486	0.598	0.582
Chiapas	0.836	0.910	0.928	0.946	0.913	0.867	0.889	0.882
Chihuahua	0.851	0.892	0.881	0.908	0.878	0.888	0.894	0.901
Distrito Federal	0.842	0.909	0.886	0.935	0.924	0.916	0.925	0.922
Durango	0.637	0.744	0.798	0.882	0.807	0.748	0.822	0.825
Guanajuato	0.827	0.899	0.866	0.913	0.894	0.855	0.845	0.859
Guerrero	0.768	0.851	0.847	0.906	0.895	0.835	0.852	0.852
Hidalgo	0.590	0.710	0.804	0.929	0.871	0.794	0.812	0.795
Jalisco	0.893	0.920	0.913	0.931	0.935	0.906	0.905	0.893
México	0.869	0.914	0.919	0.948	0.946	0.898	0.922	0.911

<b>Michoacan de Ocampo</b>	0.785	0.880	0.883	0.905	0.892	0.831	0.860	0.832
<b>Morelos</b>	0.514	0.702	0.746	0.894	0.818	0.793	0.831	0.826
<b>Nayarit</b>	0.421	0.560	0.645	0.762	0.595	0.543	0.563	0.540
<b>Nuevo León</b>	0.857	0.902	0.889	0.962	0.927	0.921	0.924	0.925
<b>Oaxaca</b>	0.633	0.784	0.771	0.903	0.867	0.750	0.793	0.807
<b>Puebla</b>	0.754	0.863	0.854	0.913	0.892	0.828	0.876	0.877
<b>Querétaro de Arteaga</b>	0.398	0.548	0.579	0.827	0.755	0.769	0.843	0.816
<b>Quintana Roo</b>	0.142	0.295	0.393	0.546	0.596	0.787	0.827	0.816
<b>San Luis Potosí</b>	0.574	0.676	0.759	0.862	0.832	0.789	0.839	0.820
<b>Sinaloa</b>	0.832	0.904	0.893	0.922	0.904	0.899	0.876	0.865
<b>Sonora</b>	0.889	0.913	0.895	0.930	0.918	0.891	0.905	0.899
<b>Tabasco</b>	0.787	0.919	0.945	0.954	0.924	0.847	0.869	0.873
<b>Tamaulipas</b>	0.846	0.886	0.871	0.915	0.879	0.848	0.871	0.876
<b>Tlaxcala</b>	0.135	0.340	0.379	0.605	0.463	0.404	0.438	0.495
<b>Veracruz de Ignacio de la Llave</b>	0.913	0.934	0.914	0.943	0.935	0.898	0.910	0.902
<b>Yucatán</b>	0.419	0.661	0.558	0.744	0.652	0.633	0.693	0.689
<b>Zacatecas</b>	0.609	0.694	0.745	0.863	0.829	0.720	0.777	0.752
<b>MEDIA</b>	0.628	0.731	0.747	0.848	0.807	0.782	0.813	0.812
<b>DESV.TIPICA</b>	0.246	0.207	0.188	0.135	0.155	0.136	0.119	0.111
<b>RANGO</b>	0.778	0.639	0.566	0.491	0.496	0.517	0.487	0.430