

# DISPARIDADES EN EFICIENCIA TÉCNICA E INFLUENCIA DE LAS INFRAESTRUCTURAS SOBRE LA CONVERGENCIA EN EFICIENCIA EN MÉXICO

*Oswaldo U. Becerril-Torres*  
*Inmaculada C. Álvarez-Ayuso\**  
*Laura E. del Moral Barrera*

## RESUMEN

*El objetivo de este trabajo es identificar las disparidades en eficiencia técnica y la influencia de las infraestructuras sobre la convergencia en eficiencia para las entidades federativas de México. Para ello, se ha estimado una función de producción translogarítmica siguiendo el modelo de Battese y Coelli (1995). Los resultados muestran que la inversión realizada ha permitido incrementar la eficiencia en el uso de los factores y revelar que existen posibilidades de incrementar el ritmo de crecimiento. Mediante el análisis de convergencia se observa un acercamiento, que es más intensivo entre grupos de entidades federativas, e influido positivamente por las infraestructuras.*

Palabras Clave: Fronteras Estocásticas, Eficiencia Técnica y Productividad y Crecimiento Económico.

Clasificación J.E.L.: C33, D24, O47

## ABSTRACT

*The aim of this study is to identify disparities in technical efficiency and the influence of infrastructure on the convergence in efficiency for the states of Mexico. It has estimated a translog production function following the model of Battese and Coelli (1995). The results show that public investment has helped increase the efficient use of factors and reveal that there are opportunities to increase the pace of growth. The analysis of convergence allows us to determine that the catching up is more intensive among groups of states, and positively influenced by the infrastructure.*

Keywords: Stochastic Frontier, Technical Efficiency and Productivity and Economic Growth.

J.E.L. Classification: C33, D24, O47

Inmaculada C. Álvarez Ayuso. Universidad Autónoma de Madrid Facultad C.C. Económicas y Empresariales, Campus de Cantoblanco, 28049 Madrid, Teléfono: +34 91 497 2858, fax: +34 91 497 6930, correo electrónico: [inmaculada.alvarez@uam.es](mailto:inmaculada.alvarez@uam.es)

Oswaldo U. Becerril-Torres Universidad Autónoma del Estado de México. Facultad de Economía, Cerro de Coatepec s/n, Ciudad Universitaria, Toluca, Estado de México. C.P. 50120. Teléfono: 01 722 213 3074. Correo electrónico: [obt@uaemex.mx](mailto:obt@uaemex.mx).

Laura E. Del Moral-Barrera. 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](mailto:lauraelena_toluca1@yahoo.com.mx).

\*Correspondencia autor.

## 1.- Introducción

En las últimas décadas del siglo XX el análisis sobre los determinantes del crecimiento económico nuevamente adquirió relevancia a partir de los trabajos de Barro y Sala-i-Martin quienes contribuyeron de manera importante, aportando los conceptos de convergencia beta y convergencia sigma. A partir de los análisis tradicionales sobre convergencia que se han centrado en el estudio sobre la variable renta, se han desarrollado refinamientos teóricos que se relacionan con el análisis de la convergencia en eficiencia. De manera particular, Maudos *et al.* (1998, 1999), introducen en el análisis de la producción el concepto de eficiencia en el uso de los factores, cuyo estudio se realiza a través de estimación de fronteras estocásticas.

En este contexto, 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, muestra cómo se está llevando a cabo la evolución de la eficiencia en las entidades federativas, desde el año 1970. El estudio permite identificar las disparidades existentes entre las entidades federativas de México así como mostrar el efecto que las infraestructuras tienen sobre esta.

En función de los objetivos planteados, el trabajo se estructura de la siguiente manera: 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 particulariza sobre la obtención de un indicador de infraestructuras productivas. En la sección cuatro se realiza la estimación de la eficiencia técnica para las entidades federativas mostrando la evolución temporal y las disparidades así como el efecto que tienen las infraestructuras. Finalmente, en el apartado cinco se presentan las principales conclusiones.

## 2.- Modelo de Fronteras Estocásticas

El análisis de la eficiencia es utilizado con mucha frecuencia en la investigación económica, tanto en el ámbito de la producción a través de la eficiencia técnica, o tomando como base la función de costos o la de beneficios para la eficiencia asignativa y económica, respectivamente. El cálculo de la eficiencia productiva permite disponer de 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 mejorar su eficiencia e incrementar su producción.

En las aplicaciones empíricas que se llevan a cabo en esta investigación, 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, lo 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 de ellos mismos (Battese y Coelli, 1992). En el modelo de Battese y Coelli (1995) se considera la función de producción estocástica para un panel de datos:

$$Y_{it} = \exp(x_{it}\beta + V_{it} - U_{it}) \quad , i=1, \dots, N, t=1, \dots, T, \quad (1)$$

Donde  $Y_{it}$  denota la producción para la  $i$ -ésima empresa de la  $t$ -ésima observación.  $x_{it}$  es un vector de tamaño  $(1 \times k)$ , de valores de una función conocida de insumos o producción y otras variables explicativas asociadas con la  $i$ -ésima empresa en la  $t$ -ésima observación.  $\beta$  es un vector columna de  $k \times 1$  de parámetros desconocidos a ser estimados.  $V_{it}$  son los errores aleatorios que se suponen independientes e idénticamente distribuidos, *iid*, y que se

distribuyen como  $N(0, \sigma_v^2)$  e independientemente distribuidos de  $U_{it}$ , siendo  $U_{it}$  variables aleatorias no negativas, asociadas con la ineficiencia técnica de la producción las cuales se suponen independientemente distribuidas, tal que  $U_{it}$  se obtiene por truncación en cero de una distribución  $N(z_{it}\delta, \sigma^2)$ .

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,  $\delta$ . Así pues, la ineficiencia técnica se expresa como:

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

Donde,  $W_{it}$  sigue una distribución normal truncada en  $z_{it}\delta$  con media cero y varianza  $\sigma^2$ .

Las ecuaciones (1)-(2) se estiman simultáneamente siguiendo el método de Máxima Verosimilitud<sup>1</sup>, obteniéndose la 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.

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

---

<sup>1</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  $\sigma_S^2 = \sigma_v^2 + \sigma^2$  y  $\gamma = \sigma^2 / \sigma_S^2$  (siguiendo la parametrización en Battese y Corra, 1977).

las empresas, entre los que se encuentra la versión anterior de los mismos (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.

### 3.- Indicador de infraestructuras productivas

La información que se utiliza en el cálculo de infraestructuras productivas corresponde a las categorías de transportes –que hace referencia a carreteras, puertos y aeropuertos–, telecomunicaciones y abastecimiento de agua, energía eléctrica y drenaje. Los años de observación corresponden a 1970, 1980, 1988, 1993, 1998 y 2003, provenientes de diferentes fuentes de información, las cuales se presentan en el cuadro 1.

**Cuadro 1. Equipamiento de infraestructuras y fuentes utilizadas**

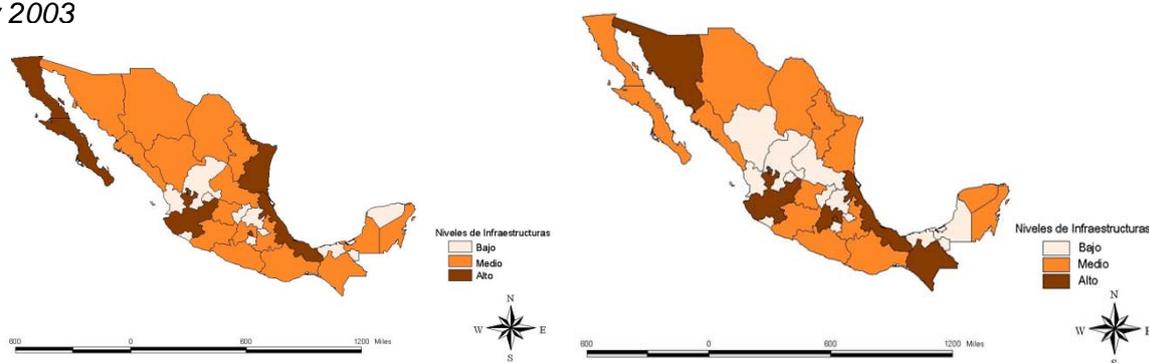
<i>Equipamientos</i>	<i>Fuentes de datos</i>
TRANSPORTES	
Longitud de carreteras (kilómetros)	Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos. INEGI. 1972, 1980, 1991, 1995.
Aeropuertos	Anuario Estadístico por Entidad Federativa 2002. INEGI
Puertos	
ABASTECIMIENTO DE AGUA , ENERGIA Y DRENAJE	
Tomas domiciliarias con el servicio de energía, agua y drenaje	Censo General de Población y Vivienda 1970, 1990, 2000, 2005. INEGI Censo General de Población y Vivienda 1995, 2005. INEGI
TELECOMUNICACIONES	
Líneas telefónicas	Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos. INEGI. 1972, 1980, 1991, 1995 Dirección General de tarifas e integración estadística, COFETEL 1990-2003.

Fuente: Elaboración propia a partir de las fuentes de información consultadas.

Con base a estas fuentes de información se ha calculado un indicador sintético de infraestructuras productivas<sup>2</sup> que engloba cada uno de los equipamientos mencionados, estandarizados y relativizados, agregados mediante el uso de la metodología de análisis de componentes principales. De este modo, se les asigna una ponderación, que se corresponde con la que se extrae del análisis factorial. A su vez, junto con el indicador global, se han calculado diversos indicadores para cada una de las categorías consideradas (transportes, comunicaciones y equipamiento en viviendas).

La figura 1 muestra la distribución de las infraestructuras productivas en las entidades federativas en 1970 y en el año 2003. En esta se puede observar la forma en que han evolucionado las regiones en términos de equipamientos de las infraestructuras, mostrando divergencias con el paso del tiempo. Así mismo, dichos equipamientos se concentran en el norte, centro y en el Golfo de México.

Figura 1. Distribución de las Infraestructuras Productivas en las entidades federativas, 1970 v 2003



Fuente: Elaboración propia, a partir de indicador de infraestructuras consideradas en el Cuadro 1

#### 4.- 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 está representado por el Producto Interno Bruto (PIB) en pesos de 1993, la inversión mediante la Formación Bruta de Capital Fijo en pesos de 1993, y el empleo hace

<sup>2</sup> Este indicador está disponible en Becerril, *et al.* ( ) Indicador de infraestructuras productivas por entidad federativa en México 1970-2003, *Revista Gestión y Política Pública*. CIDE. En prensa.

referencia al personal ocupado. Las fuentes estadísticas de las que se han obtenido estas bases de datos proceden de los Censos Económicos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI).

Siguiendo el modelo de Battese y Coelli (1995), que se ha desarrollado en el segundo apartado, 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 está representada mediante la función de producción translogarítmica de la forma:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^2 \beta_j \ln(X_{jit}) + \sum_{j=1}^2 \sum_{h=1}^2 \beta_{jh} \ln(X_{jit}) \ln(X_{hit}) + V_{it} - U_{it} \quad (4)$$

$$i=1, \dots, 32 \text{ entidades federativas}, \quad t=1970, \dots, 2003$$

Donde  $Y_{it}$  es el producto y  $X_{it}$  es un vector que hace referencia a los inputs considerados (j,h ésimos 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:

$$U_{it} = \delta_0 + \delta_1 T + \delta_2 T^2 + \sum_{i=1}^{31} \lambda_i D_i + W_{it} \quad (5)$$

La ecuación de la ineficiencia incorpora una variable temporal (T), así como dummies individuales ( $D_i$ ), 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:

$$ET_{it} = \exp(-U_{it}) = \exp \left[ - \left( \delta_0 + \delta_1 T + \delta_2 T^2 + \sum_{i=1}^{31} \lambda_i D_i \right) - W_{it} \right] \quad (6)$$

De manera que la eficiencia técnica se calcula como el cociente 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.

En el Cuadro 2 se realiza un conjunto de contrastes de razón de verosimilitud ( $\lambda$ ), que nos ayudarán a seleccionar la forma funcional más adecuada, tras decidir cuáles 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  $\gamma$  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. Contrastes de Especificación**

<b>Hipótesis nula</b>	<b>Log. F. Verosimilitud</b>	<b>Valor <math>\lambda</math></b>	<b>Valor crítico</b>	<b>Decisión (95%)</b>
$H_0 : \beta_{KL} = \beta_{L^2} = \beta_{K^2} = 0$	-110.308	30.214	7.815	Rechazo
$H_0 : \gamma = \delta_0 = \dots = \delta_{33} = 0$	-211.183	231.964	49.229	Rechazo
$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = 0$	-102.785	15.168	5.991	Rechazo
$H_0 : \delta_3 = \dots = \delta_{33} = 0$	-130.764	69.926	43.773	Rechazo
$H_0 : \delta_1 = \dots = \delta_{33} = 0$	-131.143	71.884	43.773	Rechazo

El estadístico  $\lambda$  se calcula como:  $\lambda = -2[\log(f.verosimilitud(H_0)) - \log(f.verosimilitud(H_1))]$ , 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  $\gamma = 0$  el estadístico  $\lambda$  sigue una distribución chi-cuadrado mixta. Así pues, los valores críticos se obtienen de Kodde y Palm (1986), Tabla1, Pág. 1246.  
Fuente: Elaboración propia.

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.

Con base 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 3.

**Cuadro 3. Función de Producción Translogarítmica (Battese y Coelli, 1995)**

VARIABLE	PARAMETRO	COEFICIENTE	T-ESTADÍSTICO
<b>Frontera Estocástica</b>			
Constante (C)	$\beta_0$	24.506**	11.701
Inversión (K)	$\beta_K$	-0.213**	-2.171
Empleo (L)	$\beta_L$	-1.695**	-5.381
InK*InL	$\beta_{KL}$	0.004	0.440
(InK) <sup>2</sup>	$\beta_{K^2}$	0.006**	2.186
(InL) <sup>2</sup>	$\beta_{L^2}$	0.096**	6.729
<b>Modelo de Ineficiencia con efectos fijos</b>			
Constante	$\delta_0$	-0.759*	-1.445
Tendencia (T)	$\delta_1$	-0.769**	-4.022
T <sup>2</sup>	$\delta_2$	0.051**	2.965
Parámetros de la varianza	$\sigma_s^2$	0.846**	9.200
	$\gamma$	0.924**	58.491
Log. F. Verosimilitud		-95.201	

\*Parámetro significativo al 90%.

\*\*Parámetro significativo al 95%.

Fuente: Elaboración propia.

La varianza de los parámetros se expresa en términos de  $\gamma = \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_v^2}$  y  $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma^2$ , siendo

$\sigma_v^2$  y  $\sigma^2$  las varianzas en las distribuciones de  $V_{it}$  y  $U_{it}$ , respectivamente. Así pues, el valor del parámetro  $\gamma$  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. Así, 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 analizan en la siguiente sección.

#### 4.1. Evolución de la eficiencia técnica 1970-2003

Los datos obtenidos muestran la positiva trayectoria que ha experimentado la economía mexicana a lo largo del periodo de estudio. En 1970 se parte de un indicador de eficiencia

técnica del orden de 0.62 –el nivel medio más bajo–, alcanzando en 1985 el valor de 0.84, el más alto del periodo de análisis. Este comportamiento es reflejo de las fuertes inversiones realizadas en los primeros años por el gobierno federal en la industria petrolera y por el sector privado. Sin embargo, en 1985, la fuerte devaluación del peso frente al dólar (20%) tuvo incidencias desfavorables sobre la inversión y la producción, aunado a los desequilibrios internos (elevada inflación, desaceleración económica, sequias, ciclones) y a la situación externa desfavorable (lento ritmo de crecimiento de los países industriales), cuyo efecto sobre el indicador de eficiencia se reflejó en 1988 al ser de 0.80. Así mismo, en el año 1993 se observa nuevamente una caída del indicador de eficiencia, alcanzando un mínimo de 0.782, en concordancia con la situación de crisis existente a nivel internacional. A partir de 1993, la economía mexicana empieza a mostrar signos de recuperación, como lo refleja el dinamismo del PIB real, que en 1998 tuvo una tasa de crecimiento de 4.8 puntos porcentuales y aumento de la formación bruta de capital fijo del sector privado del orden de 16.9%. Este comportamiento de la economía mexicana se vio expresado en el indicador de eficiencia, que tanto en 1998 como en el año 2003 mostró un valor de 0.81. Ante este escenario, se puede concluir que es posible aumentar la producción aproximadamente en un 20%, con los factores productivos utilizados y la tecnología disponible. El gráfico siguiente permite observar la evolución de la eficiencia técnica en el periodo de estudio.

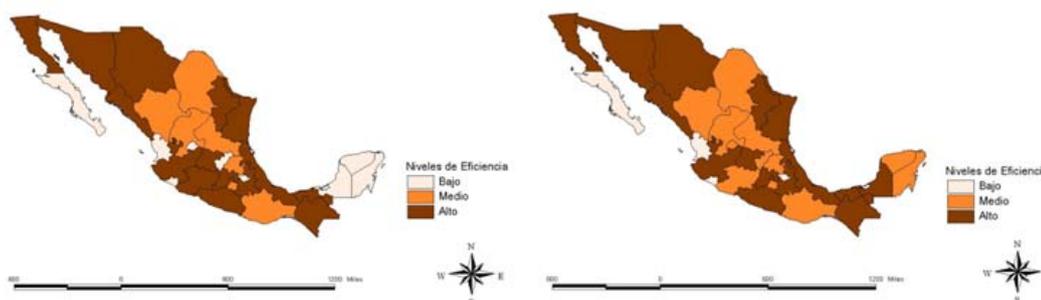
**Gráfico 1. Evolución de la eficiencia técnica 1970-2003**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de eficiencia técnica obtenidos de la función de producción del cuadro 3.

La siguiente figura muestra la distribución del indicador de eficiencia técnica en las entidades federativas al inicio y final del periodo considerado, como resultado de la estratificación en tres niveles, siguiendo el método de *Natural Breaks*<sup>3</sup>. Al inicio del periodo se observa que son numerosas las entidades federativas que poseen elevados niveles de eficiencia técnica en términos relativos. Por su parte, al término del mismo observamos cómo 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, a posicionarse en una situación intermedia en términos de eficiencia técnica.

Figura 2. Distribución de la eficiencia técnica en las entidades federativas, 1970 y 2003



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de eficiencia técnica obtenidos de la función de producción del cuadro 3

A lo largo del periodo de estudio se identifican comportamientos regionales muy marcados. Por ejemplo, la región noroeste ha permanecido en el rango de eficiencia alta, con excepción del Estado de Baja California Sur que se encuentra en el extremo contrario. La península de Yucatán muestra un comportamiento errático y los Estados que la integran se desplazan entre niveles de eficiencia media y baja, de acuerdo a la estratificación utilizada de *Natural Breaks*. En la región sur, el Estado de Oaxaca parte de una situación de eficiencia media, alcanzando un nivel alto a la mitad del periodo y en el año 2003

<sup>3</sup> El método de estratificación de *Cortes Naturales*, que automáticamente calcula el SIG, es conocido como *Optimización de Jenk*, el cual que minimiza la suma de la varianza dentro de cada una de las clases y utiliza las fallas o depresiones en la distribución de la frecuencia para establecer las fronteras entre los estratos. Su aplicación garantiza la homogeneidad de los estratos, sin perder la heterogeneidad entre ellos.

nuevamente retorna a un nivel medio. El resto de los Estados de esta región han permanecido con niveles altos de eficiencia. Esta información permite identificar que los niveles de eficiencia han aumentado, tal como se observa en cada mapa de la figura 2.

Por lo anterior, se puede aseverar que varios de los Estados que en un principio se encontraban con niveles de eficiencia técnica baja han mejorado, situándose en un nivel medio. Así mismo, algunas de las entidades federativas que de manera inicial contaban con niveles de eficiencia altos, han pasado a niveles medios. Esto permite inferir que se está dando un acercamiento entre las entidades federativas en términos de eficiencia en el año final del estudio. Para corroborar este planteamiento, a continuación se realiza un análisis sobre las diferencias en niveles de eficiencia técnica entre las entidades federativas de México.

#### 4.2 Disparidades en eficiencia técnica

En la literatura clásica aparecen dos conceptos de convergencia<sup>4</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 –en este caso, las entidades federativas-- 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:

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

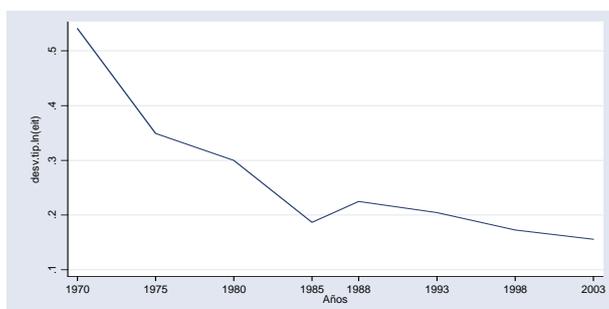
Debemos obtener  $b > 0$ , donde  $b = (1 - e^{-\lambda T}) / T$  y  $\lambda$  representa la velocidad de convergencia.

---

<sup>4</sup> En Sala-i-martin (1994, 1996a, 1996b) se definen con detalle ambos conceptos.

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 a partir de este último año.

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



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de eficiencia técnica obtenidos de la función de producción del cuadro 3

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 niveles de eficiencia inferiores muestran una evolución favorable, para lo cual se estima la ecuación (7) a partir de un panel de datos<sup>5</sup>. Puesto que se trata de un modelo dinámico, ya 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>6</sup>. Además, se ha utilizado la matriz de

<sup>5</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 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>6</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.

covarianzas propuesta por White (1980), que nos permite realizar inferencias robustas incluso en presencia de heteroscedasticidad.

Los resultados obtenidos se muestran en el cuadro 5. 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 modelos económicos en México. 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 periodo 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>7</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), dado que es negativo y significativamente distinto de cero, tanto para el total como introduciendo la dummy temporal (los resultados son muy similares), indica un acercamiento de las entidades federativas menos eficientes hacia las más eficientes. Desagregando por periodos, que se corresponden con la vigencia de modelos de industrialización vía sustitución de importaciones<sup>8</sup> e industrialización orientada a las exportaciones<sup>9</sup>, observamos que la velocidad de convergencia es ligeramente mayor en el primero.

---

<sup>7</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).

<sup>8</sup> Este modelo económico para el caso de México tuvo vigencia de 1950 a 1985, sin embargo, de acuerdo a Fuentes, F (2007), durante los últimos quince años de la estrategia del modelo de industrialización vía sustitución de importaciones, el gobierno mexicano apoyo el proceso de industrialización a través de una dinámica política de inversión en capital público.

<sup>9</sup> Siguiendo a Fuentes, F. (2007), el agotamiento del modelo de industrialización vía sustitución de importaciones que finalizó con la crisis económica de 1982, obligó al gobierno mexicano a abandonar dicho modelo. Desde 1986 México emprendió un programa que combinó incentivos fiscales y la liberalización del comercio. La industrialización orientada a las exportaciones impulso la reubicación de las manufacturas. Por otro lado, como parte del programa de austeridad fiscal implementado en 1986, el gobierno redujo su gasto corriente así como de capital, y estimuló la formación de capital privado.

**Cuadro 5. Regresión de Convergencia siguiendo el Método de Estimación de Arellano y Bond.**  
**Variable dependiente:  $\ln(e_{it}/e_{it-T})$**

<b>Modelo Dinámico de Datos de Panel</b>				
	Modelo General	Modelo con Dummy Temporal	Mod. Periodo 1970-1985	Mod. Periodo 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.

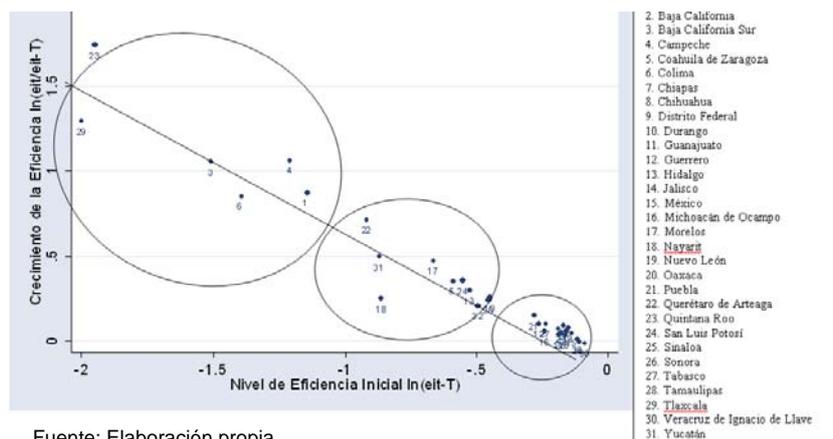
\*Parámetro significativo al 90%.

\*\*Parámetro significativo al 95%.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de eficiencia técnica obtenidos de la función de producción del cuadro 3.

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.

Gráfico 3. Beta-Convergencia en las entidades federativas (1970-2003)



Fuente: Elaboración propia

Derivado 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 periodos considerados, la intensidad del proceso es muy similar. Así, con base a los resultados mostrados 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.

#### **4.3 Influencia de las infraestructuras sobre la convergencia en eficiencia**

El análisis de la producción en la época contemporánea y la incorporación del capital público a la función de producción han permitido realizar estudios más amplios sobre la manera en que se asignan los factores. De manera particular, la incorporación del capital público llevada a cabo por Aschauer (1989, 2000), ha permitido el desarrollo de diversas publicaciones sobre el papel de las infraestructuras en la actividad económica. Investigaciones como las de Trujillo, *et al.* (2002), Albala-Bertrand, *et al.* (2004), Mas, *et al.* (2004), Fay, *et al.* (2005, 2006), Estache, *et al.* (2007) apoyan este argumento. Los estudios para México que relacionan el capital público, las infraestructuras y el crecimiento económico se encuentran en trabajos como los desarrollados por Lächler, *et al.* (1998), Fuentes, *et al.* (2003) y Fuentes, A. (2003), Fuentes, C. (2007), quienes se han centrado en analizar el efecto de la inversión pública, así como el impacto de las infraestructuras sobre la convergencia en renta *per cápita* en las entidades federativas.

En este orden de ideas, siguiendo el modelo neoclásico ampliado desarrollado por Bajo, *et al.* (1999) y por Bajo (2000), se considera la siguiente función de producción:

$$Y_t = K_t^\beta G_t^\alpha (AL_t)^{1-\alpha-\beta} \quad (8)$$

, que se diferencia de la función de producción neoclásica<sup>10</sup> típica en el factor  $G_t$ , que representa el stock de capital público (en nuestro caso, las infraestructuras productivas,  $I_t$ ). A partir de ella se obtiene la ecuación de convergencia que incorpora a las infraestructuras productivas, lo que nos permite identificar los niveles de acercamiento que se están dando entre las entidades federativas en términos de eficiencia técnica, así como el efecto de los equipamientos a nivel estatal. Así pues, la “convergencia beta condicionada” se analiza mediante la estimación de la siguiente expresión:

$$\frac{\ln(e_{it} / e_{it-T})}{T} = a - b \ln(e_{it-T}) + cI_{it-T} + u_{i,t,t-T} \quad (9)$$

, que incorpora a las infraestructuras productivas como variable exógena adicional.

En el cuadro 6 se presentan diferentes modelos para el análisis del efecto de las infraestructuras sobre la convergencia en niveles de eficiencia. El modelo con infraestructuras reporta la estimación de los parámetros considerando las infraestructuras en su conjunto (es decir, transportes, comunicaciones y equipamiento básico en viviendas). Los resultados reflejan la existencia de convergencia en niveles de eficiencia al obtenerse parámetros de  $\ln(e_{it-T})$  estadísticamente significativos y con el signo esperado, que en estos casos debe ser negativo, siendo consistentes estos con la hipótesis de convergencia. Considerando de manera separada los componentes de las infraestructuras, (transportes, comunicaciones y equipamiento básico en viviendas), se realizan las estimaciones de los parámetros y se comentan los resultados obtenidos. En primer lugar, al tomar en cuenta la ecuación de convergencia introduciendo los transportes, se observa el efecto que estos tienen sobre la convergencia en niveles de eficiencia al reportar un valor negativo (cuyo valor es de -0.080).

<sup>10</sup> Una función de producción neoclásica de tipo Cobb-Douglas es:  $Y_t = K_t^\beta (AL_t)^{1-\beta}$ , siendo A el nivel de tecnología exógeno. Esta presentará rendimientos constantes de escala y rendimientos decrecientes, aunque positivos, de cada uno de los factores,  $0 < \beta < 1$ .

**Cuadro 6. Regresión de Convergencia en niveles de eficiencia con los Indicadores de Infraestructuras siguiendo el Método de Estimación de Arellano y Bond, para todas las entidades federativas. Variable dependiente:  $\ln(e_{it}/e_{it-T})$**

<b>Modelo Dinámico de Datos de Panel</b>				
<b>TOTAL PERIODO</b>				
	Modelo con Infraestructuras	Modelo con Infraestructuras de Transportes	Modelo con Infraestructuras de Comunicaciones	Modelo con Equipamiento Básico en Viviendas
Constante	0.002(0.690)	-0.002(-0.950)	-0.030(-2.760)**	-0.008(-0.790)
$\ln(e_{it-T})$	-0.536(-8.726)**	-0.534(-7.937)**	-0.646(-10.467)**	-0.596(-9.383)**
Infraestructuras	-0.123(-4.690)**			
Transportes		-0.080(-3.480)**		
Comunicaciones			0.198(2.710)**	
Equipamiento Viviendas				0.080(0.780)
Test F. Sig.conjunta	F(2,189)=29.030	F(2,189)=25.330	F(2,189)=25.760	F(2,189)=27.240
Test Sargan	$\chi^2(20) = 89.280$	$\chi^2(20) = 90.070$	$\chi^2(20) = 95.990$	$\chi^2(20) = 97.710$
Autocorrelación primer y Segundo orden	-2.700 e	-2.710 1.550	-2.880 0.060	-2.970 -0.280
<b>1970-1985</b>				
	Modelo con Infraestructuras	Modelo con Infraestructuras de Transportes	Modelo con Infraestructuras de Comunicaciones	Modelo con Equipamiento Básico en Viviendas
Constante	0.037(1.770)**	0.036(2.850)**	-0.019(-0.870)	-0.010(-0.360)
$\ln(e_{it-T})$	-0.575(-7.317)**	-0.576(-7.210)**	-0.668(-7.548)**	-0.694(-6.117)**
Infraestructuras	0.026(0.100)			
Transportes		0.056(0.43)		
Comunicaciones			0.304(2.110)**	
Equipamiento Viviendas				0.389(1.620)*
Test F. Sig.conjunta	F(2,61)=18.650	F(2,61)=19.920	F(2,61)=28.940	F(2,61)=47.020
Test Sargan	$\chi^2(2) = 27.780$	$\chi^2(2) = 27.580$	$\chi^2(2) = 27.190$	$\chi^2(2) = 29.290$
Autocorrelación primer y Segundo orden	-2.490	-2.490	-2.650	-2.310
<b>1988-2003</b>				
	Modelo con Infraestructuras	Modelo con Infraestructuras de Transportes	Modelo con Infraestructuras de Comunicaciones	Modelo con Equipamiento Básico en Viviendas
Constante	0.006(1.700)**	0.002(0.470)	0.025(1.800)**	0.045(3.620)**
$\ln(e_{it-T})$	-0.325(-1.811)**	-0.357(-2.498)**	-0.475(-2.879)**	-0.134(-0.415)
Infraestructuras	-0.141(-5.790)**			
Transportes		-0.106(-7.780)**		
Comunicaciones			-0.041(-0.44)	
Equipamiento Viviendas				-0.461(-3.340)**
Test F. Sig.conjunta	F(2,61)=16.770	F(2,61)=34.850	F(2,61)=6.860	F(2,61)=5.570
Test Sargan	$\chi^2(2) = 1.660$	$\chi^2(2) = 3.810$	$\chi^2(2) = 14.260$	$\chi^2(2) = 1.040$
Autocorrelación primer y Segundo orden	-1.460	-1.560	-2.160	-1.610

T-estadístico entre paréntesis.\*Parámetro significativo al 90%. \*\*Parámetro significativo al 95%.

Fuente: Elaboración propia

Así mismo, el comportamiento que se detecta al introducir las variables de comunicaciones y equipamiento en viviendas (al reportar valores positivos) muestra el efecto favorable que estas tienen sobre la convergencia en eficiencia técnica. El mismo efecto se observa en el

parámetro de la variable de equipamiento básico en viviendas<sup>11</sup>. En síntesis, en esta regresión el parámetro de la eficiencia reporta convergencia, siendo estadísticamente significativo. Así mismo, los parámetros de cada una de las variables explicativas son estadísticamente significativos (excepto el equipamiento básico en viviendas)<sup>12</sup> y consistentes con la evidencia empírica<sup>13</sup>.

En otra perspectiva, derivado del cambio estructural generado por el agotamiento del modelo de industrialización vía sustitución de importaciones e implementación del modelo de industrialización orientada a las exportaciones<sup>14</sup>, se identificaron dos sub periodos (1970-1985 y 1988-2003) tanto en la evolución de la eficiencia técnica promedio como en la sigma convergencia analizada, que se corresponden con cada uno de esos modelos económicos, por lo que se procedió a realizar estimaciones para cada sub periodo. Por ello, en el periodo de 1970 a 1985 se observa la existencia de convergencia en niveles de eficiencia entre las entidades federativas del país cuando se incorporan las infraestructuras en conjunto. De igual forma se observa el efecto positivo que ellas tienen sobre la convergencia en niveles de eficiencia cuando se les considera de manera separada, siendo estadísticamente significativas las infraestructuras de comunicaciones y de equipamiento básico en vivienda. Para el segundo sub periodo, que considera los años 1988-2003, se identifica la existencia de convergencia en niveles de eficiencia técnica y en todos los casos un efecto negativo de las infraestructuras<sup>15</sup> sobre ella, siendo estadísticamente significativos (con excepción de las infraestructuras en comunicaciones).

---

<sup>11</sup> Sin embargo, este parámetro no es significativo.

<sup>12</sup> Este resultado es coincidente con las investigaciones que incorporan este tipo de variables de infraestructura social en las que se identifica un efecto indirecto sobre el crecimiento y la convergencia.

<sup>13</sup> Véase Kim, et al. (1999) y Fuentes y Mendoza (2003).

<sup>14</sup> Como reporta Fuentes, C. (2007), después de 1985, el gobierno mexicano emprendió un ambicioso programa que combinaba un proceso de desregulación, liberalización comercial y reducción del déficit. El gobierno redujo los gastos tanto fijos como corrientes, así como los gastos en mantenimiento. Al mismo tiempo, la nueva estrategia económica del gobierno apuntó al aumento de la formación de capital privado.

<sup>15</sup> Estos resultados coinciden con los obtenidos por Fuentes, C. (2007) y pueden ser causados por el cambio de paradigma económico en México. Así mismo, siguiendo a Fuentes, C. (2007), el gobierno mexicano reconoció la necesidad de una clara distinción entre los papeles del sector público y privado, dando como resultado la privatización de la mayor parte de las empresas paraestatales y la reorientación de la inversión en infraestructura pública hacia un reducido conjunto de actividades.

## 5.- 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 positiva durante el periodo objeto de estudio. Sin embargo, 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. A pesar de las enormes divergencias interestatales, las disparidades se están corrigiendo, tal y como nos muestra el análisis de convergencia-sigma. De ello, aquellas entidades federativas que comienzan el periodo de estudio 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.

La incorporación de variables explicativas exógenas, tales como infraestructuras, nos ha permitido identificar el efecto favorable que estas tienen sobre la convergencia en eficiencia de las entidades federativas de México cuando se considera el periodo de 1970 al año 1985. Así mismo, nos ha permitido ofrecer la posibilidad de reflexionar sobre las políticas públicas emprendidas en el modelo de industrialización vía sustitución de importaciones y de industrialización orientada a las exportaciones y sus implicaciones para la eficiencia técnica de las economías estudiadas. De esta manera, el primer modelo económico implementado en México reporta mejores resultados tanto en términos de la convergencia en eficiencia técnica como al incorporar las infraestructuras en el análisis.

## Referencias bibliográficas

Álvarez, I., 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*. Año/vol. 7. Num. 001. Pp. 134-169.

---

Así, desde 1985 la participación privada en la formación bruta de capital aumento en términos relativos, aunque la cantidad no compenso la reducción en la formación de capital público.

- 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.
- Albala-Bertrand, J. M. and Mamatzakis, E. C. (2004). "The Impact of Public Infrastructure on the Productivity of the Chilean Economy". *Review of Development Economics*, 8(2), 266–278.
- Aschauer, D. A. (1989). "Is public expenditure productive?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 23(2), pages 177-200.
- Aschauer, D. A. (2000). "Public Capital and Economic Growth: Issues of quantity finance, and efficiency". *Economic Development and cultural change*, 48-2. Pp. 391-406.
- Bajo, R. O., Díaz, R. C., Montávez, G. M. D, (1999). "Política fiscal y crecimiento en las comunidades autónomas españolas". *Papeles de Economía Española* (80). Pp. 203-218.
- Bajo, R. O. (2000). "A further generalization of the Solow growth model: the role of the public sector," *Economics Letters*, Elsevier, vol. 68(1), pages 79-84.
- Banco de México. (1970, 1975, 1980, 1985, 1988, 1993, 2003). *Informe Anual*. México.
- 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.

Becerril, O. Álvarez, I., Del Moral, L y Vergara, R., ( ) Indicador de infraestructuras productivas por entidad federativa en México 1970-2003, *Revista Gestión y Política Pública*. CIDE. En prensa.

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, M. J. y Álvarez, I. (2003). "Eficiencia técnica y convergencia en los sectores productivos regionales". *Investigaciones Regionales*. Otoño, Número 033. 116-125

Estache, A., González, M. and Trujillo, L. (2007) "Government Expenditures on Education, Health, and Infrastructure: A Naive Look at Levels, Outcomes, and Efficiency". *Policy Research Working paper 4219*. The World Bank

Farrell, M.J. (1957) "The measurement of productive efficiency". *Journal of the royal statistical society*. Vo. 120, Part. 3, pp. 253-290.

Fay, M. & Morrison, M. (2005). *Infraestructure in Latin America and the Caribbean: Recent Development and Key Challenges*. The World Bank. Vol. 1

Fay, M. & Morrison, M. (2006). *Infraestructure in Latin America and the Caribbean: Recent Development and Key Challenges*. The World Bank. Vol. 2

Fuentes, N., A. (2003). "Crecimiento económico y desigualdades regionales en México: el impacto de la infraestructura", *Región y Sociedad*. Vol. XV, Núm. 27. México, pp. 81-106.

- Fuentes, F., C. M. (2007). *Inversión en infraestructura pública y productividad regional de la industria manufacturera en México*. México: Plaza y Valdés editores.
- Fuentes, N.A. y Mendoza, J. E. (2003). "Infraestructura pública y convergencia regional en México, 1980-1998", *Comercio Exterior*. Vol. 53, Núm. 2, febrero. México, pp. 178-187.
- Gumbau, A. M. and Maudos, J. (1996) "Eficiencia productiva sectorial en las regiones españolas: una aproximación frontera". *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.
- INEGI. Sistema de Cuentas Nacionales de México. Producto Interno Bruto 1993-2000.
- INEGI. Censos Económicos (varios años). Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática. México.
- Islam, N. (1995) "Growth empirics: a panel data approach". *Quarterly journal of economics*, 110, pp. 1127-1170.
- Kim, S., Jaewoon, K. & Young H. L. (1999). "Infraestructura and production efficiency: an analysis on the Corean manufacturing industry". *Contemporary Economic Policy*. Vol. 17, No. 3.
- Kodde, D.A. y Palm, F.C., (1986), "Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions", *Econometrica*, Vol. 54(5), sep., pp. 1243-1248.
- Lächler, U. and Aschauer, D. A. (1998) "Public Investment and economic Growth in México". *The World Bank, Mexico Country Department, Policy research working paper* 1964.
- 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, nº2, 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.
- Mas, M. y Maudos, J. (2004). "Infraestructuras y crecimiento regional en España diez años después". Universidad de Valencia e Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- 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.
- Trujillo, L., Martin, N., Estache, A, & Campos, J. (2002) "Macroeconomic Effects of Private Sector Participation in Latin America's Infrastructure". *Working paper 2906*. The World Bank. World Bank Institute.
- White, H. (1980) "A heteroskedastic-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedastic". *Econometrica*, Vol. 48, pp. 817-838.