

Tabla 3. (Continuación)

<i>Variable</i>	<i>Parametro</i>	<i>Coficiente</i>	<i>T-estadístico</i>
Modelo de Ineficiencia con efectos fijos			
Constante	δ_0	-0,759*	-1,445
Tendencia (T)	δ_1	-0,769**	-4,022
T^2	δ_2	0,051**	2,965
Parámetros de la varianza	δ_3^2	0,846**	9,200
	γ	0,924**	58,491
Log. F. Verosimilitud		-95.201	

* Parámetro significativo al 90%.

** Parámetro significativo al 95%.

Fuente: Elaboración propia.

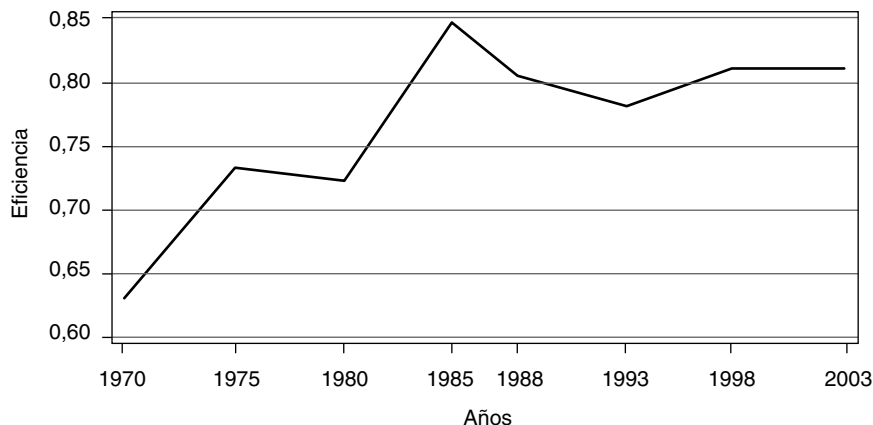
La varianza de los parámetros se expresa en términos de $\gamma = \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_v^2}$ y $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma^2$, siendo σ_v^2 y σ^2 las varianzas en las distribuciones de V_{it} y U_{it} , respectivamente. Así pues, el valor del parámetro γ indica que la proporción de 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 ignoran 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 trayectoria ascendente 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. Estas mejoras en la eficiencia pueden ser debidas a 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, sequías, 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. Los resultados arrojados nos permiten 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 de la tabla 3.

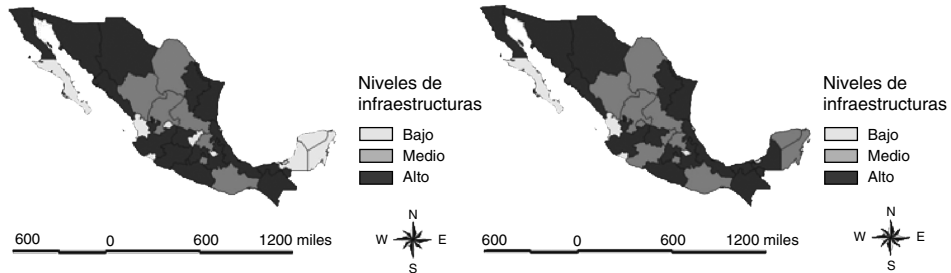
La figura de la página siguiente muestra la distribución del indicador de eficiencia técnica en las entidades federativas al inicio y final del periodo considerado, como resultado de la estratificación de dicho indicador en tres niveles, siguiendo el método de *Natural Breaks*⁴. Al inicio del periodo 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.

A lo largo del periodo de estudio, atendiendo a la estratificación realizada, se identifican comportamientos regionales muy marcados. Por ejemplo, la región no-roeste 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

⁴ El método de estratificación de *Cortes Naturales*, que automáticamente calcula el SIG, es conocido como *Optimización de Jenks*, el cual 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 (Jenks, 1967).

media, alcanzando un nivel alto a la mitad del periodo y en el año 2003 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.

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 de la tabla 3.

Por lo anterior, se puede aseverar que algunas entidades federativas 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 convergencia⁵: «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:

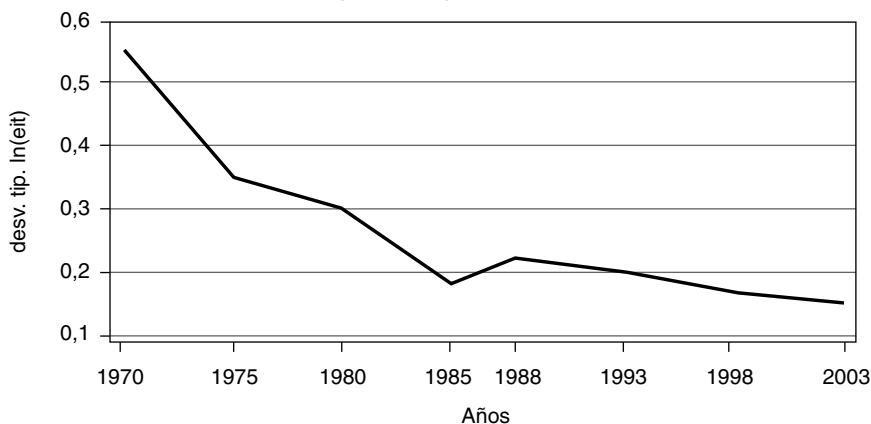
$$\frac{\ln(e_{it} / e_{it-T})}{T} = a - b \ln(e_{it-T}) + u_{i,t,t-T} \quad [7]$$

⁵ En Sala-i-Martin (1994, 1996a, 1996b) se definen con detalle ambos conceptos.

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

Comenzamos nuestro estudio acerca de la convergencia en niveles de eficiencia entre las entidades federativas durante el periodo 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 periodo 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 de la tabla 3.

A continuación, el estudio se centra en el análisis de la convergencia beta, que nos permite corroborar si las economías que comienzan el periodo con niveles de eficiencia inferiores muestran una evolución favorable, para lo cual se estima la ecuación (7) a partir de un panel de datos⁶. Puesto que se trata de un modelo dinámico, ya que el nivel de eficiencia es la variable dependiente en el periodo 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»⁷. Además, se ha utilizado la matriz de covarianzas propuesta por White (1980), que nos permite realizar inferencias robustas incluso en presencia de heteroscedasticidad.

⁶ 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).

⁷ 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 la tabla 4. En la primera columna se presenta la estimación para la totalidad del periodo considerado. En la segunda columna se añade una variable dicotómica que hace referencia a los periodos 1970-1985 y 1988-2003, respectivamente, dado que en ambos periodos se representan distintos modelos económicos en México⁸. Puesto que se elimina la segunda de ellas por problemas de multicolinealidad, el coeficiente asociado a la *dummy* 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 periodos considerados por separado.

Tabla 4. 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>				
	<i>Modelo General</i>	<i>Modelo con Dummy Temporal</i>	<i>Mod. Periodo 1970-1985</i>	<i>Mod. Periodo 1988-2003</i>
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)**
<i>Dummy Temporal</i>		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	$\chi^2(20) = 94,290$	$\chi^2(20) = 85,050$	$\chi^2(2) = 87,88$	$\chi^2(2) = 15,26$
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 de la tabla 3.

A través de la prueba F observamos la significancia estadística conjunta del modelo. Así mismo, la prueba de Sargan muestra la idoneidad de los instrumentos empleados. Además, los residuos no presentan problemas de autocorrelación⁹, 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

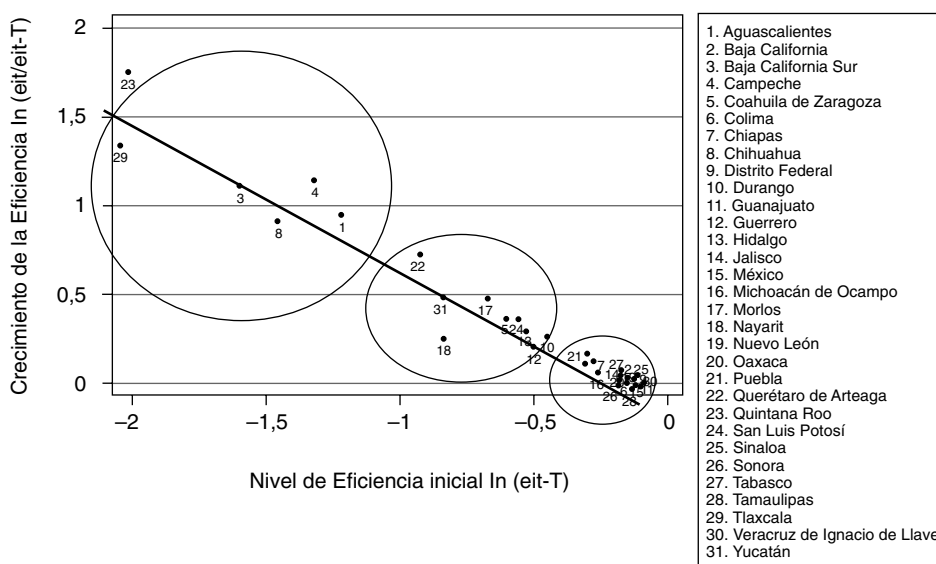
⁸ A lo largo del periodo objeto de estudio se identifican dos modelos económicos. En primer lugar, el modelo de industrialización vía sustitución de importaciones, que tuvo vigencia de 1950 a 1985, se caracterizó por el apoyo del Gobierno a la industrialización a través de una dinámica política de inversión en capital público. Este modelo dejó paso al de industrialización orientada a las exportaciones, que destaca por la estrategia económica del Gobierno a incentivar la formación de capital privado.

⁹ El contraste de autocorrelación de los residuos de primer y segundo orden contrasta con 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).

importaciones¹⁰ e industrialización orientada a las exportaciones¹¹, 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.

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

¹⁰ Este modelo económico para el caso de México tuvo vigencia de 1950 a 1985, sin embargo, de acuerdo a F. Fuentes (2007), durante los últimos quince años de la estrategia del modelo de industrialización vía sustitución de importaciones, el gobierno mexicano apoyó el proceso de industrialización a través de una dinámica política de inversión en capital público.

¹¹ Siguiendo a F. Fuentes (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 impulsó 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.

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 A. Fuentes (2003), C. Fuentes (2007), quienes se han centrado en analizar el efecto de la inversión pública, así como el impacto de las infraestructuras sobre la convergencia en ingreso *per cápita* en las entidades federativas.

En este orden de ideas, siguiendo el modelo neoclásico ampliado y 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 neoclásica¹² 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.

¹² Una función de producción neoclásica de tipo Cobb-Douglas es: **FORMULA**, siendo A el nivel de tecnología exógeno. Ésta presentará rendimientos constantes de escala y rendimientos decrecientes, aunque positivos, de cada uno de los factores, $0 < \beta < 1$.

Tabla 5. 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: $\ln(e_{it}/e_{it-T})$

<i>Modelo Dinámico de Datos de Panel</i>				
TOTAL PERÍODO				
	<i>Modelo con Infraestructuras</i>	<i>Modelo con Infraestructuras de Transportes</i>	<i>Modelo con Infraestructuras de Comunicaciones</i>	<i>Modelo con Equipamiento Básico en Viviendas</i>
Constante $\ln(e_{it-T})$	0,002(0,690)	-0,002(-0,950)	-0,030(-2,760)**	-0,008(-0,790)
Infraestructuras	-0,536(-8,726)**	-0,534(-7,937)**	-0,646(-10,467)**	-0,596(-9,383)**
Transportes	-0,123(-4,690)**			
Comunicaciones		-0,080(-3,480)**		
Equipamiento Viviendas			0,198(2,710)**	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 1,860	-2,710 1,550	-2,880 0,060	-2,970 -0,280
1970-1985				
Constante $\ln(e_{it-T})$	0,037(1,770)**	0,036(2,850)**	-0,019(-0,870)	-0,010(-0,360)
Infraestructuras	-0,575(-7,317)**	-0,576(-7,210)**	-0,668(-7,548)**	-0,694(-6,117)**
Transportes	0,026(0,100)			
Comunicaciones		0,056(0,43)		
Equipamiento Viviendas			0,304(2,110)**	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	$\chi^2(2) = 27,780$	$\chi^2(2) = 27,750$	$\chi^2(2) = 27,190$	$\chi^2(2) = 29,290$
Autocorrelación primer y segundo orden	-2,490	-2,490	-2,650	-2,310
1988-2003				
Constante $\ln(e_{it-T})$	0,006(1,700)**	0,002(0,470)	0,025(1,800)**	0,045(3,620)**
Infraestructuras	-0,325(-1,811)**	-0,357(-2,498)**	-0,475(-2,879)**	-0,134(-0,415)
Transportes	-0,141(-5,790)**			
Comunicaciones		-0,106(-7,780)**		
Equipamiento Viviendas			-0,041(-0,44)	-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.

En la tabla 5 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 éstos 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, obteniendo los siguientes resultados. En primer lugar, al tomar en cuenta la ecuación de convergencia introduciendo los transportes, se observa el efecto que éstos tienen sobre la convergencia en niveles de eficiencia al reportar un valor negativo (cuyo valor es de $-0,080$).

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 éstas tienen sobre la convergencia en eficiencia técnica. El mismo efecto se observa en el parámetro de la variable de equipamiento básico en viviendas¹³. 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)¹⁴ y consistentes con la evidencia empírica¹⁵.

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 exportaciones¹⁶, se identificaron dos subperiodos (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 subperiodo. 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 subperiodo, 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 infraestructuras¹⁷ sobre ella, siendo estadísticamente significativos (con excepción de las infraestructuras en comunicaciones).

¹³ Sin embargo, este parámetro no es significativo.

¹⁴ 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.

¹⁵ Véase Kim *et al.* (1999) y Fuentes y Mendoza (2003).

¹⁶ Como reporta C. Fuentes (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.

¹⁷ Estos resultados coinciden con los obtenidos por C. Fuentes (2007) y pueden ser causados por el cambio de paradigma económico en México. Así mismo, siguiendo a C. Fuentes (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. Así, desde 1985 la participación privada en la formación bruta de capital aumentó en términos relativos, aunque la cantidad no compensó la reducción en la formación de capital público.

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 éstas 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

- Albala-Bertrand, J. M., y Mamatzakis, E. C. (2004): «The Impact of Public Infrastructure on the Productivity of the Chilean Economy», *Review of Development Economics*, 8(2), 266-278.
- 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, núm. 001, 134-169.
- 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., y 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.
- Aschauer, D. A. (1989): «Is public expenditure productive?», *Journal of Monetary Economics*, vol. 23(2), 177-200.
- (2000): «Public Capital and Economic Growth: Issues of quantity finance, and efficiency», *Economic Development and cultural change*, 48-2, 391-406.
- Bajo, R. O.; Díaz, R. C., y Montávez, G. M. D. (1999): «Política fiscal y crecimiento en las comunidades autónomas españolas», *Papeles de Economía Española* (80), 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), 79-84.

- Banco de México (1970, 1975, 1980, 1985, 1988, 1993, 2003). *Informe Anual*, México.
- Barro, R., y Sala-i-Martin, X. (1992a): «Public finance in models of economic growth», *Review of Economic Studies*, 59, 645-61.
- (1992b): «Convergence», *Journal of Political Economy*, vol. 100, núm. 2, 223-251.
- Battese, G., y 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, 169-179.
- Battese, G.; Coelli, T., y 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, 327-348.
- Battese, G., y Coelli, T. (1988): «Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data», *Journal of econometrics*, vol. 38, 387-399.
- (1992): «Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India», *Journal of productivity analysis*, vol. 3, 153-169.
- (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.
- (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. (2009): «Indicador de infraestructuras productivas por entidad federativa en México 1970-2003», *Revista Gestión y Política Pública*, CIDE. En prensa.
- Biehl, D. (1986): *The contribution of Infrastructure to the regional Development*, Final Report of the Infrastructure Study Group, Document, Commission of the European Communities, Parts I and II, Office for the Official Publications of the European Communities, Luxemburgo.
- 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.
- Cutanda, A., y Paricio, J. (1992): «Crecimiento económico y desigualdades regionales: el impacto de la infraestructura», *Papeles de Economía Española*, núm. 51, 83-101.
- Delgado, M. J., y Álvarez, I. (2000): «Las infraestructuras productivas en España: estimación del stock en unidades físicas y análisis de su impacto en la producción privada regional», *Revista Asturiana de Economía*, 19, 155-180.
- (2003): «Eficiencia técnica y convergencia en los sectores productivos regionales», *Investigaciones Regionales*, Otoño, núm. 033, 116-125.
- Estache, A.; González, M., y 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*, vol. 120, Part. 3, 253-290.
- Fay, M., y Morrison, M. (2005): *Infrastructure in Latin America and the Caribbean: Recent Development and Key Challenges*. The World Bank. vol. 1.
- (2006): *Infrastructure in Latin America and the Caribbean: Recent Development and Key Challenges*. The World Bank. vol. 2.
- Fernández, J.; Orea, L., y Álvarez A. (2003): «La productividad de las infraestructuras en España», *Papeles de Economía Española*, 95, 125-136.
- Fuentes, N. A. (2003): «Crecimiento económico y desigualdades regionales en México: el impacto de la infraestructura», *Región y Sociedad*, vol. XV, núm. 27. México, 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, 178-187.
- Fundación BBVA (1998): *El stock de capital en la economía española y su distribución territorial*, Bilbao.
- Gumbau, A. M., y Maudos, J. (1996): «Eficiencia productiva sectorial en las regiones españolas: una aproximación frontera», *Revista Española de Economía*, vol. 13, núm. 2, 239-260.
- (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, 1127-1170.
- Jenks, G. F. (1967): «The Data Model Concept in Statistical Mapping», *International Yearbook of Cartography*, 7, 186-190.
- Kim, S.; Jaewoon, K., y Young H. L. (1999): «Infrastructure and production efficiency: an analysis on the Korean manufacturing industry», *Contemporary Economic Policy*, vol. 17, núm. 3.
- Kodde, D. A., y Palm, F. C. (1986): «Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions», *Econometrica*, vol. 54(5), sep., 1243-1248.
- Lächler, U., y 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., y Weil, D. N. (1992): «A contribution to the empirics of economic growth», *Quarterly Journal of Economics*. 107. Harvard University, USA, 407-437.
- Mas, M., y Maudos, J. (2004): «Infraestructuras y crecimiento regional en España diez años después». Universidad de Valencia e Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- 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, núm. 2, 235-264.
- (1999): «Total factor productivity measurement and human capital in OECD countries», *Economic Letters*, 63, 39-44.
- (2000): «Efficiency and productive specialization: An application to the Spanish regions», *Regional Studies*, 34(9), 829-842.
- Sala-i-Martin, X. (1994): «La riqueza de las regiones. Evidencia y teorías sobre crecimiento regional y convergencia», *Moneda y Crédito*, 198, 13-80.
- (1996a): «The classical approach to convergence analysis», *Economic Journal*, 106, 1019-1036.
- (1996b): «Regional cohesion evidence and theories of regional growth and convergence», *European Economic Review*, 40, 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.; Martín, N.; Estache, A., y 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, 817-838.

