

## CONVERGENCIA HACIA LA ECONOMÍA REGIONAL LÍDER EN MÉXICO

Un análisis de cointegración en panel\*

*Jesús Díaz Pedroza, Armando Sánchez Vargas  
y Miguel Ángel Mendoza González\*\**

### RESUMEN

El objetivo de este artículo es ofrecer evidencia empírica de la convergencia del PIB *per capita* de los estados de la República Mexicana hacia el PIB del Distrito Federal, al que consideramos como la economía líder (Barro y Sala-i-Martin, 1991, 1992). Para ello, se aplican dos pruebas de raíces unitarias y ocho de cointegración en panel (Im, Pesaran y Shin, 1997; Levin-Lin, 1993; Pedroni, 2001; Larsson, 2001). Estas pruebas resuelven el problema de las distorsiones por el uso de muestras pequeñas, propias de las series de tiempo. Las pruebas de raíces unitarias muestran que no hay evidencia de convergencia absoluta de 1970 a 2004 y para otros dos subperiodos. Sin embargo, las pruebas de cointegración arrojan evidencia en favor de la convergencia condicional para el mismo periodo. Las estimaciones de la velocidad de convergencia (Mark y Sul, 2003) indican que las regiones más ricas convergen más rápidamente que las pobres.

### ABSTRACT

The main objective of this paper is to provide empirical evidence regarding per capita income convergence of the states of the Mexican Republic towards the income

\* *Palabras clave:* Convergencia, pruebas de raíces unitarias, pruebas de cointegración con datos de panel, mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS). *Clasificación JEL:* O18, R11, C33.

\*\* J. Díaz Pedroza, UAM-Iztapalapa (correo electrónico: jdiazpmx@yahoo.com.mx). A. Sánchez Vargas, Facultad de Economía, UNAM (correo electrónico: sva@servidor.unam.mx). M. A. Mendoza González, Facultad de Economía, UNAM (correo electrónico: mendozag@servidor.unam.mx).

of Distrito Federal, which is assumed to be the *leading economy* (Barro and Sala-i-Martin, 1991, 1992). We test such hypothesis by using two different panel unit root tests (Im, Pesaran and Shin, 1997; and Levin-Lin, 1993) and eight panel cointegration tests (Pedroni, 2001; Larsson, 2001). These econometric tools let overcome the “small sample distortions” often faced by studies based on time series techniques. Our unit root tests do not show evidence of absolute convergence towards the leading economy from 1970 to 2004 and for two shorter samples. However, cointegration tests show evidence in favor of conditional convergence for the same period. Long run estimates of the speed of convergence (Mark and Sul, 2003) show that rich regions converge faster than the poor ones.

## INTRODUCCIÓN

**L**os estudios de la hipótesis de convergencia han pasado por diferentes etapas metodológicas. En los primeros trabajos liderados por Abramovitz (1986), Baumol (1986), Romer (1986), Lucas (1988) y Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992 y 1995) se establecieron las bases y los conceptos de convergencia sigma y beta. El primero consiste en utilizar la desviación estándar del logaritmo del PIB por habitante de las economías en estudio; si ésta disminuye con el tiempo entonces se cumple la convergencia sigma. En cambio, el concepto de convergencia beta, en el sentido clásico, se deriva de estimar una ecuación que relaciona la tasa de crecimiento del PIB por habitante de las economías con sus respectivos niveles de PIB por habitante; el parámetro negativo que se estima de tal relación representa la convergencia beta. Si los supuestos económicos y metodológicos establecen economías homogéneas que tienden al mismo equilibrio, entonces el concepto de convergencia beta es absoluto. En cambio, si por múltiples razones se supone que las economías son heterogéneas, a la convergencia beta se le conoce como condicional.

Debido a los diferentes problemas que se han encontrado en la utilización del concepto de convergencia absoluta, lo más común es probar la hipótesis de convergencia condicional. En este caso el método de estimación tradicional consiste en un modelo de corte transversal que incluye un conjunto de variables de control (exógenas). Sin embargo, la tendencia metodológica ha sido utilizar los modelos de panel con efectos fijos o aleatorios, lo que relaja la condición de economías homogéneas y capta la heterogeneidad entre ellas.

El objetivo principal de este artículo consiste en utilizar la metodología

de integración y cointegración en panel para analizar la existencia o no de convergencia condicional de los diferentes estados de México hacia el PIB del Distrito Federal, la economía líder, en el periodo 1970-2004. Específicamente, el análisis de convergencia se realiza con las pruebas de raíces unitarias propuestas por Levin y Lin (1993), actualizadas por Levin, Lin y Chu (LLC) (2001) y la de Im, Pesaran y Shin (IPS) (1997) en combinación con ocho pruebas de cointegración para paneles heterogéneos propuestas por Pedroni (1999) y Larsson (2001). La utilización de las pruebas de raíces unitarias y de cointegración con datos de panel es pertinente dado que tienen mayor potencia que las pruebas basadas en series de tiempo. Además, se estiman los vectores de cointegración usando un método de estimación dinámico (DOLS) (Mark y Sul, 2003) con la finalidad de obtener estimaciones de los coeficientes beta de velocidad de convergencia condicional.

## I. MARCO TEÓRICO Y ANÁLISIS METODOLÓGICO

En la teoría del crecimiento regional se ha generado un debate respecto a si la dinámica económica espacial se caracteriza o no por un proceso de convergencia. Por una parte, se encuentran los que plantean que el crecimiento regional es equilibrado y que existen los mecanismos suficientes en el mercado para provocar convergencia (Barro y Sala-i-Martin, 1991, 1992 y 1995). Esta corriente defiende la hipótesis del razonamiento neoclásico: homogeneidad y movilidad de los factores trabajo y capital, funciones de producción o tecnología económica parecida y con rendimientos decrecientes, difusión de las innovaciones y cambios tecnológicos, como tendencia a la igualación de las productividades marginales y de los precios entre las regiones. Con tales hipótesis, equilibrio y razonamiento neoclásico, cualquier desequilibrio entre las regiones es temporal debido a que las fuerzas del mercado restablecen las condiciones y en el largo plazo tienden al estado estacionario. En la parte opuesta, están los partidarios del crecimiento con divergencia regional, que considera que el propio sistema económico genera los desequilibrios espaciales (locales, urbanos y regionales) y para reducirlos y/o eliminarlos se necesita la intervención del Estado. Entre los supuestos está el de considerar que las regiones son heterogéneas en la dotación de los factores de producción y que algunas de ellas se caracterizan por rendimientos crecientes de escala. Como resultado, las disparidades entre las regiones tienden a aumentar en lugar de reducirse con el tiempo.

La teoría neoclásica es la corriente teórica principal que afirma la hipótesis de crecimiento regional con convergencia. Esta teoría establece que para economías de un solo producto y algunos supuestos sencillos (competencia perfecta, rendimientos decrecientes, etc.) las diferencias regionales dependen principalmente de las distintas dotaciones regionales (Coronado, 1997). En tales condiciones se espera dos tendencias, por un lado, que el empleo se desplace de las regiones atrasadas hacia las regiones avanzadas y que el capital, por lo contrario, lo haga de las regiones avanzadas hacia las regiones atrasadas, esto último debido a que la tasa de rendimiento marginal suele ser mayor en las regiones con capital *per capita* más bajos. El proceso provoca que la tasa de acumulación de capital y la renta *per capita* tiendan a igualarse en los dos tipos de regiones. El segundo planteamiento teórico en el que se predice convergencia regional es la teoría del comercio interregional que se deriva del modelo de Ohlin. Esta teoría establece que con el supuesto de movilidad perfecta de los factores e imperfecta de los bienes los factores se desplazan a las regiones con mayores productividades, con lo cual se ocasiona una tendencia hacia la igualación de los precios de los bienes en todas las regiones (Sánchez y Ortega, 2002), la homogeneización de los salarios y la tendencia hacia los mismos ingresos en el estado estacionario. Pero si el supuesto es lo contrario, movilidad perfecta de los bienes e imperfecta de los factores, entonces las regiones tienden a especializarse en la producción de bienes con factores más abundantes.

Otro de los planteamientos es la teoría de la difusión de innovaciones o *catch-up* tecnológico, que se basa en la idea de que las innovaciones como el conocimiento tecnológico se expanden rápidamente en las regiones por canales formales e informales. La hipótesis es que una vez aparecida la innovación en una región, se desplaza hacia los lugares más cercanos y después a los lejanos, en los supuestos de que la distancia reduce los mecanismos de difusión y la adopción de las innovaciones. Por lo que, si las innovaciones y el conocimiento tecnológico tienden a adoptarse rápidamente por las regiones más pobres, entonces puede provocarse un mayor acercamiento hacia las regiones más ricas (Abramovitz, 1986; De la Fuente, 1995).

Por otra parte, se encuentran las teorías que tienen como principal consecuencia el crecimiento económico con divergencia regional. En general, los defensores de este enfoque argumentan que las disparidades regionales no son transitorias, sino que son parte del proceso de crecimiento económico, en los supuestos de que las regiones son heterogéneas y las relaciones econó-

micas interregionales causan esas disparidades. Como parte de la tradición neoclásica, el enfoque de crecimiento endógeno introduce algunas variaciones, como los rendimientos crecientes, los efectos de propagación o difusión y el cambio tecnológico endógeno, que tienen como consecuencia la divergencia en el crecimiento económico regional. Para Romer (1986) la eficiencia productiva es una función directa de la experiencia acumulada por el aprendizaje por práctica. En este caso lo más relevante es la acumulación del conocimiento desde el punto de vista gerencial, debido a que en el desarrollo empresarial se genera conocimiento adicional que es usado para provocar más eficiencia en la producción. Por otra parte, Romer (1990) también plantea que en los modelos de crecimiento endógeno con derrame (*spillover*) se considera la posibilidad de que el factor que genera externalidades es la inversión en investigación y desarrollo (ID).

Los modelos neoschumpeterianos concuerdan en que la inversión en ID es la fuente de la generación de progreso técnico, pero plantean que este debe ser un proceso endógeno, vía el incremento en la variedad de insumos (*inputs*) en el sistema de producción de bienes finales (Grossman y Helpman, 1991). En el planteamiento de Lucas (1988) el detonante de los rendimientos crecientes es la acumulación de capital humano y no la inversión en capital físico. Si la población y los trabajadores en particular tienen una mayor escolaridad interactúan mejor y aparecen las innovaciones que permiten la mejora de las técnicas y procedimientos de producción de cada empresa.

### 1. Convergencia beta

Desde el punto de vista metodológico, la especificación más general para probar la hipótesis de convergencia se puede expresar con un sistema de  $i$  ecuaciones, en las cuales se relaciona la tasa de crecimiento del ingreso por habitante, con ingreso inicial por habitante, para cada una de las  $i$  economías o en este caso entidades federativas.

$$\gamma_{i,t} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

en que  $y_{i,t}$  es el logaritmo del ingreso por habitante de la economía (país o región)  $i$ -ésima en el periodo  $t$ . La variable  $\epsilon_{it}$  representa los errores y miden los choques aleatorios con media 0 y varianza  $\sigma^2$ , distribuidos de manera independiente para las distintas economías y periodos y no correlacionados

con  $y_{i,t}$  y  $\gamma_i$ . El coeficiente  $\gamma_i$  mide la velocidad media de convergencia hacia un equilibrio a largo plazo de las  $i$  economías. También se supone que el parámetro  $\gamma_i$  se mantiene constante en el tiempo y tiene una distribución entre las economías con media 0 y varianza  $\sigma^2$ . Este parámetro refleja las características de las economías  $i$  que determinan su nivel relativo de renta en un equilibrio a largo plazo. Éstas reflejan en primer lugar las tasas de acumulación de distintos factores y, en segundo lugar, las preferencias y tecnología, así como las políticas adoptadas por su gobierno y diversas particularidades geográficas o institucionales que pueden incidir en la tasa de inversión.

En el supuesto que las economías tengan las mismas características económicas, entonces el parámetro alfa es el mismo para todas las economías  $1, 2, \dots, n$ . Si además todas las economías tienen en común la misma velocidad de convergencia  $\gamma$ , se confirma que cada una de ellas converge al mismo estado estacionario representado por  $y_i = \bar{y}_i$ . Con las restricciones de homogeneidad e idéntica velocidad de convergencia al mismo estado estacionario, se obtiene lo que se conoce como el supuesto de “convergencia absoluta” (Barro y Sala-i-Martin, 1991, 1992 y 1995). Por otra parte, si algunas de las dos condiciones anteriores no se cumplen, alfa y beta idénticas, entonces se dice que se está analizando el caso de “convergencia condicional”, que en términos generales nos indica que las economías más pobres tienden a crecer a una tasa mayor que las economía ricas, para alcanzar su propio equilibrio de largo plazo  $y_i = \bar{y}_i$ .

## 2. Pruebas de cointegración en panel

En la bibliografía de convergencia se tiende a utilizar los modelos de panel, que tienen la característica de combinar la información de corte transversal y de series de tiempo. La ecuación (1) puede representar un modelo de panel, si se establece que  $y_{it}$  son series continuas del PIB por habitante de cada una de las economías. En general, los modelos de panel se usan para probar la hipótesis de convergencia condicional, en el marco de economías heterogéneas diferenciadas únicamente por el parámetro  $\gamma_i$ . Por lo que la ecuación (1) se transforma en:

$$y_{i,t} - \bar{y}_i = y_{i,t-1} - \bar{y}_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

El problema estadístico de la ecuación (2) consiste en utilizar el método de estimación adecuado para decidir si el cálculo de las  $\gamma_i$  es por efec-

tos fijos o aleatorios.<sup>1</sup> El estado estacionario de cada una de las economías es diferente, dependiendo del valor de las  $\alpha_i$  en  $y_{it} - \alpha_i$ .

Pero si la convergencia se entiende como la tendencia que existe del ingreso por habitante de una economía  $i$  a aproximarse al ingreso de una economía líder  $l$ , la especificación apropiada sería como se indica en la ecuación (3).

$$Dy_{i,t} = y_{it} - y_{lt} \quad (3)$$

Entonces, la hipótesis de convergencia (bivariada) entre dos economías se puede probar por medio del análisis de integración y de cointegración en panel, en presencia de series no estacionarias. Si  $Dy_{i,t}$  es estacionario significa que la economía  $i$  se acerca a la economía líder y por tanto se cumple la hipótesis de convergencia. Así, un método para probar este tipo de convergencia se basa en el análisis de raíz unitaria, el cual toma el formato de la prueba aumentada Dickey-Fuller (1981) (ADF) con constante. Para probar la hipótesis de convergencia bivariada para todas las economías, podemos usar una transformación de la ecuación (3) como sigue:

$$Dy_{i,t} = y_{it} - y_{lt} \quad i = 1, \dots, J \quad j = 1, \dots, P \quad (4)$$

El significado de  $y_{it}$  en sentido de las pruebas de raíz unitaria nos indica si los PIB por habitante de todas las economías siguen un camino aleatorio o son estacionarias. En el sentido económico, si las variables son estacionarias entonces las  $y_{it}$  muestran la velocidad de convergencia al estado estacionario. Las pruebas de raíces unitarias para datos de panel más usadas son las elaboradas por Levin, Lin y Chu (LLC) y Im, Pesaran y Shin (IPS). La prueba LLC fue establecida por dichos autores como una continuación del trabajo iniciado por Quah (1993). Sin embargo, los artículos de Levin y Lin (1993) y Levin, Lin y Chu (2001) pueden considerarse precursores en cuanto a la propuesta de la utilización de conjuntos de datos de panel con el fin de mejorar la potencia de las pruebas tradicionales de raíces unitarias. Esta prueba considera la hipótesis nula de que cada individuo del panel tiene raíz unitaria frente a la opción de estacionariedad conjunta.

El procedimiento propuesto por esos autores es sensiblemente flexible, permitiendo la máxima heterogeneidad entre individuos en muchos aspectos; puede incorporar términos independientes y tendencias específicas y

<sup>1</sup> Desde el punto de vista econométrico la prueba de Hausman ayuda a decidir si el mejor modelo es de efectos fijos o aleatorios.

permite que la varianza residual y la pauta de las correlaciones seriales superiores a la unidad varíen libremente entre individuos. Los autores sugieren que para la aplicación de dicha prueba son necesarios tres pasos: *i*) el elaborar un filtro de dependencia transversal; *ii*) posteriormente se procede a la estimación para cada individuo de las regresiones auxiliares necesarias, y finalmente *iii*) se construye una prueba única de datos de panel y se corrige la proporción  $t$  para muestras pequeñas para modelos con componentes deterministas. El estadístico de prueba usado en esta prueba es el siguiente.

$$t^* = \frac{t - \bar{N} \tilde{S}_{NT} \hat{s}_d}{\sqrt{\bar{T}}} \quad (5)$$

en que  $t^*$  es el estadístico  $t$  ajustado,  $t$  denota el estadístico  $t$  para probar  $H_0$ ,  $s_d$  es la desviación estándar de  $\bar{t}$ ,  $\hat{s}_d$  significa desviación estándar de los residuales y  $\bar{T}$  y  $\hat{s}_d$  representan la media y la desviación estándar de los términos ajustados.

La prueba IPS de raíces unitarias propuesta es de tipo grupal a la ADF (1981). En su artículo Im, Pesaran y Shin (1997) establecen que el estadístico de prueba usado se distribuye como una normal estándar según la hipótesis nula de que todas las series tienen una raíz unitaria. Si la hipótesis nula no puede ser rechazada entonces se concluye que las series del panel son integradas de orden 1.

El estadístico de prueba de medias grupales en IPS es como sigue.

$$\frac{\sqrt{N}(\bar{t}_{NT} - E(\bar{t}_{NT}))}{\sqrt{\text{var}(\bar{t}_{NT})}} \quad (6)$$

en que

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \bar{t}_{i,T}(i, i)$$

$T$  es el número de años,  $N$  denota el número de grupos y  $\bar{t}_{i,T}(i, i)$  es el estadístico de prueba individual para probar si el proceso posee raíces unitarias  $i \neq 0$  frente a la opción de estacionariedad conjunta. La media  $E(\bar{t}_{NT})$  y la varianza  $\text{var}(\bar{t}_{NT})$  están tabuladas para diferentes tamaños de muestras y estructuras de rezagos para modelos con intercepto y tendencia lineal.

Dado que la variable de interés  $Dy_{i,t}$  es la diferencia entre el PIB por habitante de una economía  $i$  y el PIB de una economía líder, la aplicación de análisis de integración se puede leer como el análisis para probar si las dos

variables se encuentran cointegradas. Otro procedimiento consiste en usar las siete pruebas de cointegración para paneles de datos heterogéneos propuestas por Pedroni (1999), que se considera una extensión de la metodología de Engle y Granger (1987). Dichas pruebas se basan en los residuales de la ecuación de cointegración y nos permiten especificar una función que podría incluir un coeficiente para los efectos fijos y heterogeneidad en las pendientes. En tal sentido, la ecuación (3) se puede modificar para incluir constantes y parámetros y probar si el ingreso por habitante de una economía  $i$  tiende al ingreso de la economía líder  $l$  en el largo plazo. La modificación que se especifica en la ecuación (7) es una versión menos restrictiva de la ecuación (3), del diferencial entre el ingreso por habitante de la región  $i$  y la economía líder  $l$ , pero ambas son equivalentes en el caso que cumpla la restricción  $\beta_i = 0$  y  $\beta_i = 1$  para todas las  $i$  economías del panel

$$\begin{aligned} & \gamma_{i,t} - \beta_i - i\gamma_{l,t} - v_{i,t} \\ D_2y_{i,t} - & \gamma_{i,t} - \beta_i - i\gamma_{l,t} - v_{i,t} \end{aligned} \quad (7)$$

La prueba de cointegración propuesta por Pedroni (1999) se basa en aplicar las siete pruebas de raíces unitarias a los errores  $v_{i,t}$ , con una especificación general de panel como en la ecuación (8).

$$v_{i,t} - \beta_i - i\gamma_{i,t} - v_{i,t-1} = \sum_{j=1}^P \beta_j v_{i,t-j} + \beta_i t + \epsilon_{it} \text{ para } i = 1, 2, \dots, N \text{ y } t = 1, 2, \dots, T \quad (8)$$

en que el parámetro  $\beta_i$  es el intercepto específico para cada estado, el cual puede variar entre individuos. El vector  $\beta_i$  representa las velocidades de convergencia que también pueden variar entre estados y, finalmente,  $t$  se refiere a una tendencia específica para cada miembro del panel.

Para probar cointegración entre las variables de la ecuación (8), los residuos  $v_{i,t}$  se pueden agrupar por medio de la dimensión *whitin* o *between* del panel, dando lugar a los estadísticos de panel y de medias grupales. Los primeros se construyen sumando los términos del numerador y el denominador en los individuos separadamente. En el caso de los estadísticos grupales el numerador y el denominador se dividen antes de ser sumados. Por tanto, en el caso de los estadísticos de panel el parámetro autorregresivo está restringido a ser el mismo para todas las secciones cruzadas. Así pues, si la hipótesis nula es rechazada las variables están cointegradas para todos los miembros del panel. En el caso de los estadísticos grupales el parámetro auto-

rregresivo puede variar en las secciones cruzadas, ya que el estadístico equivale al promedio de los estadísticos individuales. En este último caso si la hipótesis nula es rechazada entonces la cointegración es válida al menos para un individuo del grupo. De esta manera las pruebas grupales permiten una fuente adicional de heterogeneidad entre los miembros del panel.

Pedroni sugiere siete pruebas de cointegración; cuatro son de panel y tres grupales. Dichas pruebas una vez estandarizadas se distribuyen como una normal cuando las dimensiones temporal y transversal son lo suficientemente grandes. El estadístico estandarizado se puede expresar así.

$$\frac{n_t}{\sqrt{\cdot}} \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (9)$$

en que  $n_t$  es el estadístico grupal o de panel,  $N$  denota el tamaño de la sección cruzada, y representan factores de corrección generados a partir de los momentos funcionales de movimiento browniano. Estos últimos factores dependen del número de regresores y de si se incluyen o no tendencias y constantes en las ecuaciones de cointegración, Pedroni (1999) presenta las simulaciones para los valores de esos factores.

Finalmente, otra prueba de cointegración con datos de panel es la propuesta por Larsson (2001). Esta prueba es diferente del procedimiento de Pedroni, ya que se basa en una estimación de máxima verosimilitud como la propuesta por Johansen en 1988 y por tanto no utiliza los residuales para determinar la existencia de cointegración. Este procedimiento permite también determinar el número de vectores de cointegración en el panel.

## II. PRUEBAS DE CONVERGENCIA A LA ECONOMÍA REGIONAL LÍDER

El principal objetivo de esta sección es ofrecer evidencia empírica acerca de la convergencia o divergencia bivariada condicional de largo plazo, entre cada una de las entidades federativas con respecto al Distrito Federal para el periodo 1970-2003. Para ello se usan las pruebas de raíces unitarias de Levin, Lin y Chu (2001) y la de Im, Pesaran y Shin (1997); las siete pruebas de cointegración para paneles heterogéneos propuestas por Pedroni (1999), y las velocidades de convergencia y divergencias regionales a la economía líder se estiman con modelos de panel con efectos fijos y aleatorios, y con efectos comunes e individuales en la velocidad de convergencia (Mark y Sul, 1999).

### *1. Estudios de convergencia regional*

A partir de la aparición del trabajo de Romer (1986) la bibliografía del tema del crecimiento económico ha crecido ampliamente y han surgido otros temas como el análisis de la convergencia regional. La aparición de bases de datos desagregadas y las peculiares condiciones de estas unidades territoriales (libertad de movimiento de algunos factores de la producción, características culturales comunes, etc.) han estimulado la aparición de numerosos estudios empíricos acerca de la convergencia regional.

Tomando como variable de referencia la producción *per capita* o el producto por trabajador, en los primeros estudios del tema, autores como Barro y Sala-i-Martin (1991) encontraron una velocidad de convergencia de 2% anual para los diferentes estados estadunidense. Otros estudios que siguieron a este trabajo encontraron tasas de convergencia muy similares. Sin embargo, trabajos más recientes han estimado velocidades de convergencias más altas pero hacia estados de equilibrio finales diferentes.<sup>2</sup>

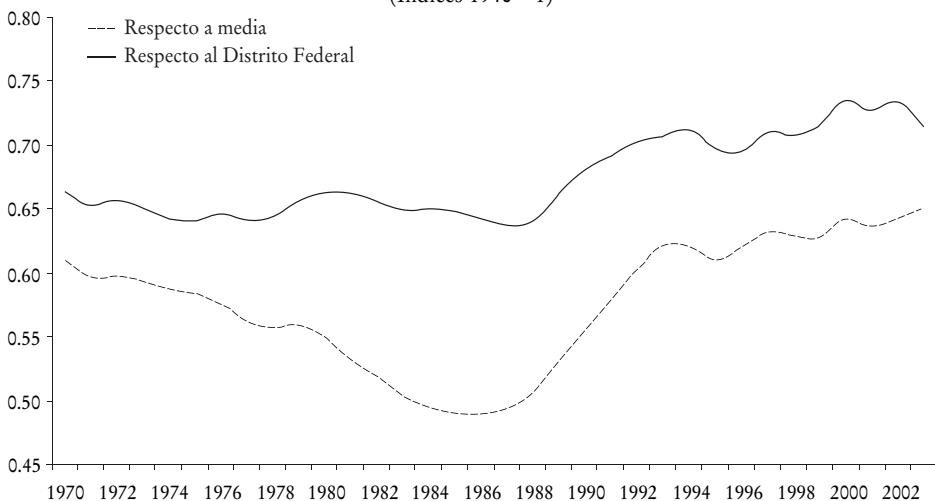
Los principales estudios de la hipótesis de convergencia regional en México (Caraza, 1993; Juan-Ramon y Rivera-Batiz, 1996; Esquivel, 1999; Cermeño, 2001; Carrillo, 2001; Díaz-Bautista, 2003; Mendoza, 2004) concuerdan que el proceso de convergencia se divide en dos grandes períodos tomando como punto de inflexión 1985, utilizando el indicador del concepto de convergencia sigma y la desviación estándar del logaritmo del PIB por habitante de las 32 entidades federativas. El cálculo tradicional, que se aplica en todos los estudios, implica que se compare el PIB por habitante de las 32 entidades federativas respecto al PIB por habitante promedio. Como se observa en la gráfica 1, la tendencia de tal indicador en el periodo 1970-2004 es congruente con los resultados encontrados en la mayoría de los estudios. En primer lugar, la desviación estándar en 2004 es mucho mayor que la de 1970, lo cual indica que en el periodo completo, 1970-2004, no existen pruebas de convergencia. La hipótesis de convergencia sigma se cumple para el periodo 1970-1985 y todo indica que existe un proceso de divergencia regional para el periodo 1985-2004.<sup>3</sup>

<sup>2</sup> En De la Fuente (1994) se encuentra diferentes estudios regionales de convergencia con valores para la velocidad de distinta magnitud.

<sup>3</sup> Las series de PIB por entidad federativa que se usan en esta sección se construyeron con base en la metodología descrita en Mendoza (1997). Cabe destacar que el modelo para la obtención de las series se basa en una metodología rigurosa desde un punto de vista estadístico y económico. La metodología implica el cálculo de un factor de interpolación y su aplicación en los años intermedios de cada uno de los años del PIB censal. Se hace uso de un factor de interpolación distinto en cada quinquenio, lo que ga-

GRÁFICA 1. *Convergencia sigma en México (1970-2004)*

(Índices 1940 = 1)



FUENTE: Elaboración propia con información de Mendoza (1997) e INEGI.

El análisis anterior se modifica cuando la desviación estándar se calcula con la comparación del PIB por habitante de las 31 entidades federativas con la economía líder (Distrito Federal). El análisis de la convergencia sigma a la economía líder, para el periodo 1970-2004, no es muy distinto que el caso de convergencia sigma, en comparación con la media del grupo. La desviación estándar de 2004 es más grande que la de 1970, lo cual indica la no existencia de convergencia. El resultado es diferente al del periodo de convergencia sigma respecto a la economía promedio de 1970-1985, debido a que la desviación estándar a la economía líder prácticamente se mantuvo constante, lo cual indica que no existió un proceso de convergencia sigma hacia el Distrito Federal. Tanto el indicador de convergencia sigma a la media como a la economía líder muestran que para el periodo 1985-2004 se presenta un proceso de divergencia regional. Con el análisis de convergencia sigma a la economía líder regional se puede mantener el resultado que establece a 1985 como el año clave para la tendencia de convergencia regional en México, pero muestra que la tendencia ha sido de no convergencia (1970-1985) a divergencia regional en México (1985-2004).

rantiza que se mantengan las tendencias de corto plazo en la distribución de las participaciones. Dado que esta metodología procura que las características probabilísticas de las series (tendencias y distribuciones) se mantengan, al interpolar los datos, la confiabilidad de las series y de las inferencias basadas en ellas es bastante alta.

Los estudios de convergencia tipo beta aplicados a la economía regional de México tienen en común el análisis de convergencia al promedio y sus resultados se pueden dividir en dos grandes grupos. El primer grupo de resultados tiene relación con la hipótesis de convergencia absoluta —las economías más pobres crecen a tasas mayores que las economías ricas, de manera que en el largo plazo tienden al mismo estado estacionario—; el segundo grupo tiene relación con la hipótesis de convergencia condicional —cada una de las economías tiende a su propio PIB por habitante de equilibrio—, y, en los dos casos, el periodo de estudio es importante para la inferencia de los resultados. Los estudios de Esquivel (1999) y Mendoza (2004) muestran la existencia de convergencia regional absoluta y condicional si se toma como año inicial 1940. En cambio, si el año de referencia es 1970 no se puede probar convergencia absoluta pero, en cambio, existe suficiente pruebas para confirmar convergencia condicional durante el periodo 1970-2004. En la mayoría de los estudios se concluye que 1985 es de cambio estructural; no importa si el año inicial es 1940 o 1970, se observa un proceso de convergencia absoluta o condicional acelerado. En cambio si el año inicial es 1985, todo indica el inicio del proceso de divergencia regional absoluta o condicional en México, donde el parámetro beta es positivo y tiende a ser significativo hacia 2000.

Los modelos de panel para probar convergencia condicional en México son escasos, los más relevantes son los estudios de Cermeño (2001) y Mendoza (2004). En su trabajo Cermeño utiliza la tasa de crecimiento del PIB por habitante de las 32 entidades en un modelo de panel con restricciones de los parámetros, para analizar el proceso de convergencia condicional en el periodo 1970-2000. Encuentra la existencia de convergencia condicional, con tasas de convergencia de 4.32, 5.33 y 4.16%, respectivamente, para tres muestras de entidades federativas: muestra 1, con el total de entidades; muestras 2, sin Campeche y Tabasco, y muestra 3, sin Chiapas.

Mendoza (2004) propone cuatro modelos de panel para probar convergencia condicional para el periodo 1970-2002, que resulta de combinar la estimación de los modelos con efectos fijos y aleatorios, con dos muestras de entidades, federativas: muestra 1, con todas las entidades, y muestra 2, sin Campeche y Tabasco. Los modelos más congruentes fueron los de efectos aleatorios, debido a que los parámetros son más estables. Los resultados para el periodo 1970-2002 indican la existencia de convergencia condicional en las dos muestras, con tasas de convergencia de 2.6 y 2.5%, respectivamente.

Las estimaciones por subperiodos y la muestra 1 de entidades muestran claramente un proceso de convergencia condicional acelerado (8.6%) en el periodo 1970-1985 y de divergencia condicional creciente (2.8%) para 1985-2002.

## 2. Análisis de raíz unitaria y cointegración

El panel de datos utilizado consiste de 32 datos anuales del PIB por habitante para los 31 estados de la República Mexicana ( $y_{it}$ ) y el Distrito Federal ( $y_{lt}$ ); la diferencia del logaritmo entre el PIB por habitante de cada uno de los estados con el producto del Distrito Federal, para el periodo 1970-2004,<sup>4</sup> se define de acuerdo con la ecuación (3).

$$Dy_{i,t} = \log(y_{it}) - \log(y_{lt}) \quad (3)$$

en que  $i = 1, 2, \dots, 31$  entidades federativa y  $l$  es el Distrito Federal,  $\log$  es el logaritmo natural,  $t = 1970, \dots, 2004$  es el periodo.

En el cuadro 1 se registran las pruebas de LLC e IPS con uno, dos y tres rezagos para la variable  $Dy_{it}$ , con la finalidad de determinar si se cumple la hipótesis nula de raíz unitaria o la opción de estacionariedad o convergencia para el diferencial de los 31 estados de la República Mexicana respecto a la economía líder.

Las pruebas se elaboraron para el periodo 1970-2004, 1970-1985 y 1985-2004 de acuerdo con el análisis de la hipótesis de convergencia regional absoluta y condicional en México. Con los resultados de la prueba de LLC para el periodo 1970-2004 se encontró que los estadísticos no son estables a medida que se incluyen más rezagos, pero se puede confirmar el cumplimiento de la hipótesis nula de que el diferencial del PIB por habitante de cada entidad federativa respecto al PIB por habitante del Distrito Federal se comporta como un proceso con raíz unitaria, lo cual implica la no existencia de convergencia regional absoluta hacia la economía líder. La conclusión con la aplicación de la prueba IPS es de no convergencia absoluta a la economía líder, dado que no se puede rechazar la hipótesis nula de que el diferencial entre las 31 entidades federativas y la economía líder se comporta como un proceso con raíz unitaria.

<sup>4</sup> La base de datos contiene series de tiempo continuas de 1970-2004; de 1970-1992 se utiliza la serie construida por Mendoza (1997) y de 1993-2004 la generada por el INEGI. Es muy importante señalar que la serie construida por Mendoza se genera de acuerdo con la información del INEGI para los quinquenios 1970, 1975, 1980, 1988 y 1993.

CUADRO 1. PIB por habitante respecto al Distrito Federal

<i>Periodos</i>	<i>1 Rezago</i>	<i>2 Rezagos</i>	<i>3 Rezagos</i>
<b>Prueba Levin, Lin y Chu<sup>a</sup></b> (Hn: raíces unitarias comunes)			
1970-2004			
	1.4696	1.6269	2.2219
	0.0708	0.0519	0.0131
1970-1985			
	0.7983	0.5565	1.0808
	0.2124	0.2889	0.1399
1985-2004			
	3.3077	3.2078	4.0872
	0.0005	0.0007	0.0000
<b>Prueba Im, Pesaran y Shin<sup>b</sup></b> (Hn: raíces unitarias individuales)			
1970-2004			
	0.6960	0.0071	0.5822
	0.7568	0.5028	0.2802
1970-1985			
	1.5045	0.9704	0.0733
	0.9338	0.8341	0.5292
1985-2004			
	0.0621	0.4532	1.1487
	0.5248	0.3252	0.1253

<sup>a</sup> Para la prueba LLC se suponen procesos de raíces unitarias comunes y se presenta el estadístico  $t^*$  y la probabilidad asociada.

<sup>b</sup> Para la prueba IPS se suponen procesos de raíces unitarias individuales y se presenta el estadístico W y la probabilidad asociada. Las dos pruebas se hacen con constante, efectos individuales exógenos y con la selección bandwidth Newey-West usando un Kernel Bartlett y muestra equilibrada.

Con el fin de probar si existe convergencia regional absoluta hacia la economía líder en el periodo 1970-1985, que ha sido considerado de convergencia regional a la economía promedio por diferentes autores, se aplicaron las dos pruebas LLC e IPS. Los resultados de las pruebas muestran, independientemente de los rezagos, que en el periodo 1970-1985 se cumplen los supuestos de raíces unitarias comunes e individuales, por lo que no existen indicios de un proceso de convergencia regional a la economía líder.

La mayoría de los estudios de convergencia regional en México y las pruebas convergencia sigma (gráfica 1) muestran el periodo 1985-2004 de divergencias al promedio y a la economía regional líder. Sin embargo, con la aplicación de las pruebas LLC e IPS al diferencial del PIB por habitante respecto al Distrito Federal se encontraron dos resultados peculiares: *i*) la prueba LLC indica que se puede rechazar la hipótesis nula de raíces unitarias, y por ende *ii*) existe la evidencia de un proceso de convergencia absoluta. El resultado es congruente independientemente del número de rezagos que se especifique en la prueba. Sin embargo, los resultados de la prueba IPS para raíces unitarias individuales muestra que no se puede rechazar raíz unitaria nula,

con lo cual se concluye que no existe un proceso de convergencia absoluta a la economía líder tal y como lo afirma la mayor parte de la bibliografía al respecto.

Con la finalidad de complementar los resultados de las pruebas de raíces unitarias en panel de las pruebas de LLC e IPS, se propone una especificación de cointegración en panel. Para ello se utiliza una función del diferencial entre el PIB por habitante de las entidades federativas respecto al PIB por habitante del Distrito Federal, con dos parámetros de cointegración,  $\alpha_i$  y  $\beta_i$ , distintos de 0.

$$D_2y_{i,t} = y_{i,t} - \alpha_i - \beta_i y_{l,t} - v_{i,t} \quad (7)$$

En este caso, la hipótesis nula consiste en probar que las diferencias  $D_2y_{i,t}(v_{i,t})$  siguen un camino aleatorio —un proceso divergente— contra la otra hipótesis de estacionariedad. Cellini y Scorcu (1998) realizaron un procedimiento parecido, pero con pruebas de cointegración individuales, ADF y PP en los  $v_{i,t}$ , para construir una matriz de pares de diferencias. En nuestro caso se considera la propuesta de Pedroni (1999), que consiste en aplicar siete pruebas para paneles heterogéneos, que tienen la cualidad de ser potentes en muestras pequeñas. Además, para reforzar los resultados de las pruebas de cointegración, hacemos uso de la prueba de la traza basada en el procedimiento de Larsson (2001). La hipótesis nula que se propone es de no cointegración, contra la opción de la existencia de un vector de largo plazo que se interpreta como la ecuación que describe la existencia y el proceso de convergencia hacia el estado estacionario para cada  $i$  economía (convergencia condicional).

Las siete pruebas de cointegración de Pedroni y la prueba de Larsson se aplicaron a la ecuación (7), con el fin de probar los posibles procesos de convergencia condicional regional entre cada una de las entidades federativas y el Distrito Federal, para los periodos 1970-2004, 1970-1985 y 1985-2004. Los resultados de la prueba de Pedroni, que se presenta en el cuadro 2, muestran que en la mayoría de las pruebas de panel con coeficiente común e individuales la otras hipótesis de cointegración se acepta para el periodo completo (1970-2004), que existe evidencia débil de cointegración en el periodo 1970-1985 y que hay pruebas suficiente de un proceso de convergencia condicional hacia el Distrito Federal en el periodo 1985-2004.

Por otra parte, el estadístico de la traza de la prueba de Larsson es 112.3, que comparado con el valor crítico de cuadros indica que se puede rechazar

CUADRO 2. *Pruebas de cointegración de Pedroni para paneles heterogéneos<sup>a</sup>*

	1970-2004	1970-1985	1985-2004
1 Panel <i>v-stat</i>	1.599 0.111	1.745 0.087	2.335 0.026
2 Panel <i>rho-stat</i>	3.435 0.001	3.853 0.000	3.344 0.002
3 Panel PP-stat	2.547 0.016	1.329 0.165	1.571 0.116
4 Panel ADF-stat	3.613 0.001	3.434 0.001	5.269 0.000
5 Grupo <i>rho-stat</i>	4.888 0.000	4.665 0.000	4.884 0.000
6 Grupo PP-stat	4.830 0.000	1.166 0.202	3.097 0.003
7 Grupo ADF-stat	4.850 0.000	1.981 0.056	6.039 0.000

<sup>a</sup> Las pruebas se hicieron con constante, efectos fijos y tendencias individuales y un rezago. Se presenta los estadísticos y la probabilidad asociada.

la hipótesis nula de no cointegración para el periodo 1970-2004. Este resultado es prueba de la existencia de convergencia condicional al líder en el periodo completo. Respecto a los dos subperiodos de la muestra, esta última prueba arroja un estadístico de 135.2 y de 83.36 para los periodos 1970-1985 y 1985-2004, respectivamente, lo que refleja que la hipótesis de convergencia condicional podría cumplirse en ambos períodos.

### 3. Relación de cointegración a la economía líder regional

Para estimar la relación de largo plazo entre las economías regionales y la economía líder ( $i$ ) se sigue la metodología de Mark y Sul (1999), que consiste en estimar ecuaciones de largo plazo individuales y, además, un vector de largo plazo agregado para todo el panel mediante mínimos cuadrados ordinarios dinámicos DOLS (*Dynamic OLS*). Esto debido a que la relación de largo plazo podría ser diferente para cada miembro del panel.

De acuerdo con la metodología de Mark-Sul (1999), el estimador DOLS tiene mejores propiedades que el estimador de mínimo cuadrados ordinarios (MCO) en pequeña muestra y permite resolver el problema de la endogeneidad de los regresores mediante la inclusión de rezagos de las diferencias de las variables exógenas (Saikkonen, 1991). También se pueden incluir en la relación de largo plazo rezagos de las diferencias de la variable endógena para

evitar posibles problemas de autocorrelación (Stock y Watson, 1993). La ecuación (10) es la especificación final de la relación de largo plazo para estimar los parámetros de cointegración entre cada economía regional y la economía líder.

$$\begin{array}{ccccccccc} & & p_2 & & & q_2 & & & \\ y_{i,t} & i & i y_{l,t} & j & y_{i,t} & j & j y_{l,t} & j & v_{it} \\ & j & p_1 & & j & q_1 & j & & \end{array} \quad (10)$$

Por otra parte, para obtener el parámetro agregado de la relación de cointegración, para todo el panel (PDOLS), se debe estimar un vector de cointegración mediante el mismo método dinámico usando la especificación en (10). Sin embargo, se supone que el vector de cointegración es homogéneo para todos los individuos y se permite heterogeneidad entre individuos a manera de efectos fijos, tendencias lineales y la dinámica de corto plazo de la variable endógena y las variables exógenas. Así, la especificación en (10) aumenta, como se indica en la ecuación (11).

$$\begin{array}{ccccccccc} & & p_2 & & & q_2 & & & \\ y_{i,t} & i & i t & t & y_{l,t} & j & y_{i,t} & j & v_{it} \\ & j & p_1 & & j & q_1 & j & & \end{array} \quad (11)$$

Cabe destacar que el uso del estimador PDOLS permite efectos fijos en la ecuación de cointegración y es, por tanto, equivalente al estimador de efectos fijos en los modelos de panel tradicionales. En el cuadro 3 se registran dichos vectores para tres especificaciones distintas: sin constante, con constante, y con constante y tendencia lineal para el periodo 1970-2004.

CUADRO 3. *Pruebas de cointegración de Larsson (2001)<sup>a</sup>*

		1970-2004	1970-1985	1985-2004
Nula	r 0	112.300	135.200	83.360

<sup>a</sup> Nula es la no existencia de vectores de cointegración; los valores críticos se obtuvieron de Larsson (2001).

Con la estimación del parámetro con el método PDOLS se obtiene la inferencia más general de la relación de largo plazo. Los resultados muestran que en el caso de sin constante y con constante estimada con efectos fijos, el parámetro es básicamente el mismo. El valor es de 0.70, que indica que las economías regionales se caracterizan por mantener un PIB por habitante que converge hacia la economía líder en el periodo de 1970-2004. Si el supuesto de heterogeneidad se modifica al incluir la tendencia lineal individual de las

**CUADRO 4. Estimaciones individuales y de panel para la ecuación de convergencia mediante panel dinámico (1970-2003)<sup>a</sup>**

	<i>Sin constante</i>		<i>Con constante (efectos fijos)</i>		<i>Constante y tendencia lineal heterogénea</i>	
	<i>Estimador</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estimador</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estimador</i>	<i>Error estándar</i>
Aguascalientes	0.741	0.000	1.491	0.515	0.658	2.282
Baja California	0.843	0.071	0.248	0.498	1.152	2.392
Baja California Sur	0.822	0.041	0.380	0.420	0.812	2.173
Campeche	0.855	0.093	2.441	1.042	1.078	7.242
Chiapas	0.566	0.081	0.211	0.824	3.762	2.809
Chihuahua	0.797	0.081	1.478	0.416	0.152	1.103
Coahuila	0.810	0.000	0.938	0.726	0.727	3.972
Colima	0.773	0.031	0.697	0.414	0.902	2.131
Durango	0.694	0.032	1.050	0.385	1.592	1.785
Guanajuato	0.650	0.036	0.684	0.549	0.935	2.712
Guerrero	0.600	0.000	0.180	0.391	0.972	1.861
Hidalgo	0.627	0.038	0.671	0.610	1.023	3.189
Jalisco	0.758	0.072	0.376	0.429	1.303	1.869
México	0.716	0.101	0.071	0.457	1.114	1.964
Michoacán	0.589	0.026	0.592	0.405	1.390	1.690
Morelos	0.710	0.023	0.695	0.365	0.201	1.504
Nayarit	0.646	0.082	0.110	0.477	1.209	2.037
Nuevo León	0.903	0.042	0.601	0.592	1.158	3.580
Oaxaca	0.532	0.033	0.718	0.585	1.439	2.958
Puebla	0.624	0.030	0.657	0.491	1.724	1.946
Querétaro	0.760	0.048	1.381	0.318	1.291	1.687
Quintana Roo	0.853	0.040	1.013	0.610	1.197	3.219
San Luis Potosí	0.645	0.043	1.139	0.489	0.547	2.509
Sinaloa	0.704	0.035	0.323	0.203	0.084	0.771
Sonora	0.803	0.024	0.662	0.463	0.448	2.478
Tabasco	0.672	0.122	0.251	0.834	3.588	3.315
Tamaulipas	0.764	0.043	0.557	0.460	1.454	1.905
Tlaxcala	0.611	0.051	0.400	0.647	2.147	2.953
Veracruz	0.634	0.095	0.162	0.481	0.940	2.205
Yucatán	0.669	0.035	0.520	0.613	0.812	4.095
Zacatecas	0.586	0.047	1.093	0.669	0.569	3.566
PDOLS ( )	0.708	0.017	0.693	0.116	1.130	0.461

<sup>a</sup> Relación de cointegración con la economía líder regional: metodología de Mark y Sul (1999).

regiones, entonces tiende a ser más cercano a 1. Lo anterior muestra que las condiciones de la diferenciación de las economías regionales y la economía líder, se pueden trasladar de a la heterogeneidad que se supone a los parámetros de la constante y la tendencia.

La conclusión es más clara si se analiza el comportamiento  $\alpha_i$  para cada uno de los tres casos de estimación. En el caso de la estimación de  $\alpha_i$ , con la restricción de homogeneidad en la constante (sin constante) se encontró que la diferencia entre la economía regional con el mayor y el menor parámetro es 0.38. En este caso las entidades que tienen los parámetros más altos, que se acercan en mayor medida a la economía líder, son: Nuevo León, Campeche, Quintana Roo, Baja California y Baja California Sur. Por otra parte, las entidades con menor parámetro  $\alpha_i$  son Oaxaca, Chiapas, Záratecas, Michoacán y Tlaxcala.

La consecuencia de utilizar el modelo de panel con efectos fijos en la estimación del parámetro  $\alpha_i$  es que el rango de valores se ubica entre 2.15 y 0.02, lo cual implica una diferencia entre el máximo y el mínimo de 2.13. Mientras que en el caso de constante y tendencia lineal heterogénea la inestabilidad del parámetro  $\alpha_i$  es mucho mayor; ahora la diferencia entre el máximo y el mínimo es de 5.47.

## CONCLUSIONES

En el análisis tradicional de la hipótesis de convergencia en México se utiliza como referencia a la economía promedio. Con base en el análisis de la convergencia sigma y beta, la mayoría de los estudios han encontrado que en el periodo 1970-2004 no existe la suficiente evidencia para hablar de un proceso de convergencia. Sin embargo, el periodo se puede dividir en dos, considerando a 1985 como el punto de quiebre. Para el primer periodo 1970-1985, el consenso establece la existencia de un proceso de convergencia sigma y beta absoluta al promedio, mientras que para el periodo 1985-2004 todo indica que existe un proceso de divergencia absoluta.

Esta investigación analiza cómo cambian los resultados de convergencia regional si en lugar de considerar como punto de referencia a la economía promedio se toma en cuenta a la economía regional líder. Para ello se propuso utilizar las pruebas de raíz unitaria, cointegración y métodos de estimación más eficientes. En tal sentido, con las pruebas de raíces unitarias de Levin y Lin, y Chu (2001) (LLC) y la de Im, Pesaran y Shin (1997) (IPS) se encontró que no existe pruebas de convergencia absoluta del PIB por habitante por entidad federativa hacia la economía del Distrito Federal para el periodo 1970-2004. Además, las pruebas de LLC e IPS aplicadas en el periodo 1970-1985 indican que no existe un proceso de convergencia beta absoluta a

la economía líder. Para el periodo 1985-2004, las pruebas LLC e IPS son contradictorias y no se puede confirmar la existencia o no de un proceso de convergencia o divergencia regional a la economía líder.

Con el fin de analizar la hipótesis de convergencia condicional se utilizó la metodología de cointegración de Pedroni y Larsson que consisten en ocho pruebas, que tienen la ventaja de incorporar heterogeneidad en la especificación entre las diferencias económicas entre las entidades federativas y la economía regional líder. Los resultados de estas pruebas son contrarios a las encontradas en el análisis de convergencia absoluta, ya que para el periodo 1970-2004 las siete pruebas grupales e individuales y la prueba de Larsson confirman la hipótesis de cointegración y por tanto de convergencia condicional. Con la metodología de Mark y Sul (1999) se estimaron modelos individuales y de panel con el método DOLS y se pudo obtener los parámetros de largo plazo. Los resultados muestran que las economías regionales más ricas son las que se acercan más rápidamente a la economía líder, en contraposición de las economías pobres que lo hacen lentamente.

Con base en el resultado anterior se concluye que en el crecimiento regional de la economía mexicana de 1970-2004 existe un proceso de convergencia condicional, en el que las economías regionales se acercan a la economía líder. Pero en lugar de que las economías pobres se acerquen más rápidamente a la líder, son las economías más ricas las que han logrado aumentar su velocidad y reducir las diferencias. Lo anterior implica, que si se quiere aumentar el proceso de convergencia regional condicional, forzosamente se tiene que pensar en instrumentar una política regional diferenciada y enfocada en las economías más pobres.

En términos generales, la política regional diferenciada debe considerar medidas enfocadas a los aspectos básicos en lo social, económico y ambiental en las regiones más pobres, con el objetivo de reducir las disparidades respecto a la economía regional líder. Por ejemplo, en lo social lo básico consiste en atender la salud y educación. Con mejoras en la salud (nutrida y libre de enfermedades), es mayor la esperanza de vida que provocan, en combinación y de inmediato, mayor rendimiento escolar y mejores expectativas de ingresos. El gasto público en salud debe estar encaminado a eliminar el hambre o desnutrición en las regiones más pobres del país, con el objetivo de reducir las altas tasas de mortalidad infantil. En lo educativo garantizar el ciclo básico (primaria y secundaria) y mecanismos para que se complemente con la capacitación, tecnologías e instrumentos, para desarro-

llar las capacidades y destrezas que no forzosamente se aprenden con la educación formal.

En lo económico, se debe identificar las capacidades de la fuerza de trabajo, con el objetivo de conjugar con los requerimientos que demandan las nuevas inversiones privadas y de infraestructura de la región. Para que en el mediano plazo se pueda establecer una estrategia enfocada al conocimiento e innovación, en la que los objetivos de crecimiento y de creación de empleo requieran un cambio estructural de la economía y una reorientación hacia actividades basadas en el conocimiento mediante las siguientes acciones:

- i) El aumento y mejoras en las inversiones en investigación y desarrollo tecnológico.
- ii) Las condiciones para facilitar la innovación y fomentar la creación de empresas para establecer un ambiente que favorezca la producción, la difusión y la utilización de nuevos conocimientos.
- iii) Los mecanismos para inducir y promover la sociedad de la información y la difusión de los equipos de tecnologías de la información y de la comunicación en los hogares y en la empresa.
- iv) El acceso a la financiación mediante la creación de dispositivos de ingeniería financiera y prestar apoyo a instrumentos financieros distintos de los subsidios.

En lo ambiental, es preciso intensificar las sinergias entre protección medioambiental, lo social y lo económico con el fin de garantizar la creación de empleo con mejores capacidades, la innovación tecnológica y de conocimiento con el crecimiento económico sostenible y sustentable de las regiones más pobres.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abramovitz, Moses (1986), “Catching Up, Forging Ahead and Falling Behind”, *Journal of Economic History*.
- Barro, R., y X. Sala-i-Martin (1991). “Economic Growth in a Cross Section of Countries”, *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp. 407-473.
- (1992), “Convergence”, *Journal of Political Economy*, 100, pp. 223-251.
- (1995), *Economic Growth*, Mc Graw Hill.
- Baumol, William (1986), “Productivity Growth, Convergence, and Welfare”, *American Economic Review* 76, pp. 1072-1085.

- Caraza, M. I. (1993), "Convergencia del ingresos en la República Mexicana", tesis de licenciatura, ITAM.
- Carrillo, M. (2001), "La teoría neoclásica de la convergencia y la realidad del desarrollo regional en México", *Problemas del Desarrollo*, vol. 32.
- Cellini, R., y A. Scorcu (1998), "Segmented Stochastic Convergence Across the G-7 Countries", Paper Working, University of Bologna.
- Cermeño, Rodolfo (2001), "Decrecimiento y convergencia de los estados mexicanos. Un análisis de panel", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXVIII, núm. 272, pp. 603-629.
- Coronado, G. (1997), "La política regional de la Unión Europea. Una evaluación del Fondo Europeo de Desarrollo Regional en Andalucía", Ed. Servicio de Publicaciones de la Universidad de Cádiz.
- De la Fuente, A. (1994), *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, vol. I y II, Barcelona, Instituto de Análisis Económico.
- (1995), "Inversión, «catch-up» tecnológico y convergencia real", *Papeles de Economía Española*, núm. 63, pp. 18-34.
- , y R. Doménech (2000), "Schooling Data, Technological Diffusion and the Neoclassical Model", *American Economic Review*, Papers & Proceedings.
- Díaz-Bautista, A. (2003), "Apertura comercial y convergencia regional en México", *Comercio Exterior*.
- Dickey, D. A., W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica* 49, pp. 1057-1072.
- Engel, C. (2000), "Long-run PPP May not Hold After All", *Journal of International Economics*, vol. 57, núm. 2, pp. 243-273.
- Engle, R. F., y C. W. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 55, pp. 251-276.
- Esquivel, Gerardo (1999), "Convergencia regional en México, 1940-1995", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXVI, núm. 264, pp. 725-761.
- Frankel, J. A., y A. K. Rose (1996), "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries", *Journal of Econometrics*, 80, pp. 287-296.
- Greasley, David, y Les Oxley (1997), "Times Series Test of the Convergence Hypothesis: Some Positive Results", *Economics Letters*, núm. 56, pp. 143-147.
- Grossman, G. M., y E. Helpman (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge, The MIT Press.
- Hsiao, C. (2003), *Analysis of Panel Data*, 2<sup>a</sup> ed., Cambridge University Press.
- Im, K., H. Pesaran y Y. Shin (1997), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", Trinity College, University of Cambridge, mimeografiado.
- Larsson, R. (2001), "Likelihood Based Cointegration Tests in Heterogeneous Panels", *Econometrics Journal*, 4, pp 109-142.

- Levin, A., y C. Lin (1993), "Unit Root Tests in Panel Data: New Results", Discussion Paper 93-56, San Diego, University of California.
- , — y Ch. Chu (2001), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties", Discussion Paper, Federal Reserve Board of Governors y National Taiwan University.
- Lucas, Robert E., Jr. (1988), "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22, pp. 3-42.
- Mankiw, N. G., D. Romer y D. N. Weil (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp. 407-437.
- Mark, N., y D. Sul, (1999), "A computationally Simple Cointegration Vector Estimator for Panel Data", Ohio State University, manuscrito.
- (2003), "A Computationally Simple Cointegration Vector Estimator for Panel Data", Department of Economics, The Ohio State University, mimeografiado.
- Mendoza, M. A. (1997), "Modelo de desagregación del PIB por entidad federativa, 1970-1995", P. Dussel, M. Piore y C. Ruiz Durán (comps.), *Pensar globalmente y actuar regionalmente. Hacia un nuevo paradigma industrial para el siglo XXI*, México, UNAM-Fundación F. Ebert-Editorial Jus.
- (2004), "La dinámica económica regional en México: 1940-2002", *Territorio y Economía*, número 7, otoño.
- (2006), "Modelo de desagregación del PIB por entidad federativa, 1940-2005", Documento de Trabajo, Facultad de Economía de la UNAM.
- Lucas, R. (1988), "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, núm. 1, pp. 3-42.
- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, pp. 653-678.
- (2001), "Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", Working Paper, Indiana University.
- Quah, D. (1993a), "Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth", *European Economic Review*, 37, pp. 426-434.
- (1993), "Galton's Fallacy and Test of Convergence Hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 95, núm. 4.
- (1994), "Convergence Empirics Across Economies with (some) Capital Mobility", *Journal of Economic Growth*, 1 (1), pp. 95-124.
- (1996), "Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics", *Economic Journal*, 106, pp. 1045-1055.
- Ramsey, F. P. (1928), "A Mathematical Theory of Saving", *Economic Journal*, 38, pp. 543-559.

- Romer, P. (1986), "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 94, pp. 1002-1037.
- (1990), "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, vol. 98, núm. 5, parte II, pp. s71-s102.
- Saikkonen, Pentti (1991), "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions", *Econometric Theory* 7, pp. 1-21.
- Sala-i-Martin, X. (2000), *Apuntes de crecimiento económico*, 2<sup>a</sup> Ed., Antoni Bosch.
- (1996), "The classical Approach to Convergence Analysis", *The Economics Journal*, 106, pp. 1019-1036.
- Sánchez, D., y A. Ortega (2002), "La integración económica y las disparidades regionales en la Unión Europea", *Estudios de Economía Aplicada*, vol. 20, núm. 1, pp. 261-274.
- Solow, Robert. M. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, pp. 65-69.
- Stock, James H., y Mark W. Watson (1993), "A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica* 61, pp. 783-820.