CONVERGENCIA EN EL CRECIMIENTO ECONÓMICO DE LAS ENTIDADES FEDERATIVAS DE MÉXICO A PARTIR DEL TRATADO DE LIBRE COMERCIO DE AMÉRICA DEL NORTE

Mario M. Carrillo Huerta* Viviana E. Zárate Mirón**

(Recibido: Abril 2012 / Aprobado: Septiembre 2012)

Resumen

En el presente trabajo se muestran los resultados de un estudio que analiza si la apertura comercial representada por la entrada en vigor del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), ha ocasionado la convergencia en el crecimiento económico de las entidades federativas de México. Para contrastar la hipótesis del trabajo, se adoptan los tres enfoques del análisis de convergencia (absoluta, condicional, y sigma convergencia). Además, se emplea el análisis de la convergencia regional con el uso de la técnica econométrica espacial del correlograma de la I de Moran. Los resultados de la estimación de β convergencia muestran que en el periodo 1994-2006 y en el subperiodo 2000-2006 en México se ha dado un proceso de convergencia en el crecimiento económico de las entidades federativas. En el

^{*} Profesor e investigador del Instituto de Ciencias de Gobierno y Desarrollo Estratégico de la Benemérita Universidad Autónoma de Puebla. Miembro del Sistema Nacional de Investigadores (SNI) nivel III. Correo electrónico: <mmch@prodigy.net.mx>.

^{**} Universidad de las Américas, Puebla.

caso de la estimación de convergencia regional con datos de panel mediante efectos fijos, los resultados sugieren la evidencia de convergencia condicional entre las entidades de la República Mexicana en el periodo analizado. En contraste, se encontró evidencia de que se mantiene la desigualdad en el país, por lo que al emplear el análisis de econometría espacial (I de Moran) se encontró que existe una diferencia entre el crecimiento de las entidades del norte y las del sur como resultado de la apertura comercial, y que la variable educación es de las que mayor impacto tienen en el proceso de convergencia interregional de México.

Palabras clave: crecimiento económico, convergencia regional, liberalización comercial, desigualdad de ingresos, datos de panel, econometría espacial Clasificación JEL: C31, C23, O40, O18, R12

Abstract

In this paper we show the results of a study that examines whether or not the openness associated with the North America Free Trade Agreement (NAFTA), translates into economic growth convergence among the states of Mexico. To test the hypothesis of the paper, we apply the three approaches to convergence analysis (absolute, conditional, and sigma convergence). We also apply the regional analysis of the convergence with the use of the spatial econometric technique known as the Moran Scatterplot (Moran's I). The results of the β convergence estimation shows that in both the period 1994-2006 and the subperiod 2000-2006 in Mexico, convergence occurs in the economic growth of Mexico's states. Also, regional conditional convergence is suggested from the results obtained by applying fixed effects to panel data for the entire period considered. Nevertheless, there is evidence that inequality keeps rising in the country as a result of international openness, which is suggested by the results obtained by using the spatial econometric approach (Moran's I), that shows unequal growth between Mexico's northern and southern states. Finally, education was found to have a very important positive effect on regional convergence in Mexico.

Keywords: economic growth, regional convergence, trade liberalization, income inequality, panel data, spatial econometrics *JEL Classification*: C31, C23, O40, O18, R12

1. Introducción

La literatura del crecimiento económico muestra contrastes en cuanto a las perspectivas de las regiones menos desarrolladas (RMD). Por un lado, algunos modelos neoclásicos como el modelo de Solow (1956), sostienen que si se alcanza un cierto grado mínimo de desarrollo la operación del mercado originará una tendencia a la convergencia en el crecimiento de todas las regiones y, por tanto, en sus niveles de ingreso y producto. Por el otro, algunas teorías como las de Myrdal o Prebisch, aseguran que las regiones pobres en un sistema de mercado tenderán a ser más pobres y las ricas cada vez más ricas.¹

Se han realizado varios estudios de la convergencia económica entre países, regiones o estados, entre los que destaca el de Barro y Sala-i-Martin (1991). En ese trabajo, sus autores estudian el comportamiento de las tasas de crecimiento de los ingresos personales per cápita de los 48 estados continentales de Estados Unidos desde 1880 hasta 1988 y el de las tasas de crecimiento promedio del PIB real per cápita entre 1963 y 1986, y su relación con los niveles iniciales de ingreso y de producto per cápita, respectivamente. El estudio mostró que hay convergencia entre ingresos personales, así como entre los ocho sectores productivos de la economía norteamericana que conforman los agregados estatales. En ambos casos, la velocidad de la convergencia resultó ser cercana al 2% anual (2.24% en el caso del ingreso personal y 2.16% para los productos reales estatales).

En el presente trabajo se muestran los resultados de un estudio que pretendió comprobar si con la apertura comercial, representada por la entrada en vigor del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), el crecimiento de las entidades federativas de México converge. Para contrastar la hipótesis del trabajo se aplican tres enfoques: 1) convergencia absoluta, 2) convergencia condicional y, 3) sigma convergencia. Con todos ellos, se busca contrastar la existencia de convergencia en el crecimiento económico de las entidades federativas, a partir de perspectivas diferentes.² Con el

Según algunos economistas (Schultz, 1953 y Hirschman, 1958), los desequilibrios regionales acompañan al desarrollo en las economías capitalistas por lo que se hace necesario que el Estado intervenga para su solución (Carrillo, 1997). Por el contrario, algunos otros afirman que en el sistema capitalista, el intercambio económico libre entre regiones hace que sus niveles de ingreso tiendan a converger con el tiempo; es decir, que los desequilibrios interregionales tienden a desaparecer con la actuación libre del mercado (Baumol, 1986 y Quah, 1996).

Así, el análisis de convergencia absoluta es de corte transversal, mientras que en el de la convergencia condicional se utiliza un panel de datos.

tercer método se busca conocer qué tan dispersos se encuentran los datos del producto interno bruto (PIB) per cápita de las entidades con respecto a la media entre ellas.³

El trabajo está organizado en siete secciones. En la segunda sección del documento se muestra el marco teórico y referencial, donde se menciona brevemente el proceso de apertura comercial en México, así como la evolución reciente de la inversión extranjera directa (IED), las importaciones, las exportaciones y la tasa de crecimiento anual del PIB per cápita. En el caso del marco teórico se presenta el análisis de convergencia, mostrando la diferencia entre convergencia absoluta y convergencia condicional. En la tercera sección se presenta la evidencia empírica de los estudios de convergencia regional aplicados para el caso de las entidades de la República Mexicana. La cuarta sección incluye la metodología. Ahí se plantean la hipótesis, el objetivo general, la descripción de los modelos y los métodos que se usan. En la sección cinco se muestran las fuentes de información para construir la base de datos y su estadística descriptiva. En la sexta sección se muestran los resultados del estudio, y en la séptima (y última) sección se ofrecen algunas conclusiones derivadas de la investigación realizada.

2. Marco teórico para el análisis de la convergencia

Hasta la fecha, el marco teórico de los análisis sobre la convergencia se ha basado en el punto de vista neoclásico del crecimiento. Desde esta perspectiva, el crecimiento económico depende de la intensidad en el uso de los factores de producción. Solow (1956) desarrolló la ecuación básica del crecimiento económico a partir de la función de producción, elemento fundamental para el análisis formal de la convergencia económica. El

En el caso de los dos primeros métodos la base es el modelo de crecimiento de Solow (1956), en el que a pesar de tener sus restricciones en la información que proporciona, permite contar con información sobre las variables fundamentales del crecimiento. De este modo, el análisis de convergencia absoluta tiene la desventaja de que se tiene una base de datos pequeña: sólo 32 datos, que corresponden al número de entidades federativas más el Distrito Federal. Un panel de datos haría más sólidas las conclusiones, al poder usar espacio y tiempo. Otra ventaja del panel de datos es que se pueden aplicar "efectos fijos", ya que cada entidad tiene factores que no se pueden observar y constantes en el tiempo; el método de efectos fijos permite eliminarlos.

Solow (1956) desarrolló la forma de la función de producción que depende de la relación capital/mano de obra, la cual ha sido el elemento básico para el análisis formal, no sólo de las nuevas

modelo ampliado de la convergencia que propone Solow (1956) se expresa en la ecuación (1).

$$(1/T)\log[y(t)]/\log[y(0)] = x + (1 - e^{-\beta t})\log(y^*)/[\log y(0)]$$
 (1)

donde y(0) es el nivel del producto en el periodo inicial; y^* el nivel del producto en el estado estacionario; y(t), representa el nivel del producto en el tiempo t para todo T > 0, siempre y cuando permanezcan fijas: x, que es la tasa de crecimiento en el estado estacionario; β , la velocidad o tasa de la convergencia (la cual depende de los parámetros de la tecnología y de las preferencias) y; T, intervalo promedio.5 La ecuación (1) indica que la tasa de crecimiento promedio del producto per cápita depende negativamente de la razón de y(0) a (y^*) . En otras palabras, en el caso de la convergencia económica, la tasa de crecimiento promedio del producto per cápita dependerá negativamente de la razón entre y(0), su valor inicial y del valor del estado estacionario (y^*) . Es decir, mientras más cercana se encuentre una economía a su estado estacionario, sus tasas de crecimiento tenderán a ser cada vez menores, de manera que en un grupo de países (o entidades), los más alejados de su estado estacionario, que son los más pobres, tenderán a crecer más rápidamente que aquellos que estén más cercanos, que son por definición los más ricos (Carrillo et al., 2007).6 De esta manera, el modelo predice lo que en la literatura se conoce como convergencia absoluta.

contribuciones a la teoría del crecimiento, sino también de la convergencia económica. Pero es del modelo de optimización de Ramsey (1928) del que puede derivarse la ecuación que anticipa que, si todos los países tienen los mismos parámetros en las funciones de producción y de utilidad, los países pobres crecerán a una tasa superior a la de los países ricos. Un modelo ampliado de la convergencia es tomado a partir del modelo de optimización del consumo intertemporal de Ramsey (1928) y redefinido por Cass (1965) y Koopmans (1965), donde tanto los patrones de consumo como de inversión estarán determinados por la optimización de las firmas y las familias que interactúan en un mercado competitivo (Carrillo, Cerón y Reyes, 2007).

Para una β dada, cuando T→∞,⇒log[y(t)]/log[y(0)]→x. Es importante comprobar no solamente la existencia de convergencia económica entre entidades o regiones sino que, ante la validez de ésta, saber a qué velocidad podrá darse. Si la tasa a la que convergen es alta, la mayoría de las economías estarán cohesionándose sobre su nivel de estado estacionario; pero si la situación es inversa, las entidades o regiones estarán lejos de su nivel de estado estacionario y su comportamiento económico dependerá de la transición hacia dicho estado.

Estado estacionario se refiere al equilibrio permanente al que se llega en el largo plazo, que no es el mismo para todos los países, ya que cada país tiende a un equilibrio de acuerdo con sus condiciones.

2.1. Convergencia absoluta

Se dice que hay convergencia absoluta cuando el ingreso per cápita de una economía converge con en el de otras economías, independientemente del grado de semejanza entre las economías, y depende de las condiciones iniciales (Esquivel, 1999).

Una característica de los modelos de crecimiento neoclásicos, en particular de los de Solow (1956) y sus derivados, es la predicción de la convergencia. El modelo de crecimiento neoclásico de Solow (1956) indica que la tasa de crecimiento del producto per cápita se encuentra inversamente relacionada con el nivel inicial del producto per cápita por lo que, si las economías son semejantes en preferencias y tecnología, las más atrasadas crecerán más rápidamente que las más desarrolladas (Barro y Sala-i-Martin; 1995). És decir, cuando los países (o regiones) pobres tienden a crecer en términos per cápita de manera más rápida que los países más desarrollados (los ricos) se habla de convergencia absoluta (Barro y Sala-i-Martin, 1995). Usando el modelo de Solow (1956) como instrumento pueden analizarse las implicaciones de las propiedades de la convergencia absoluta:

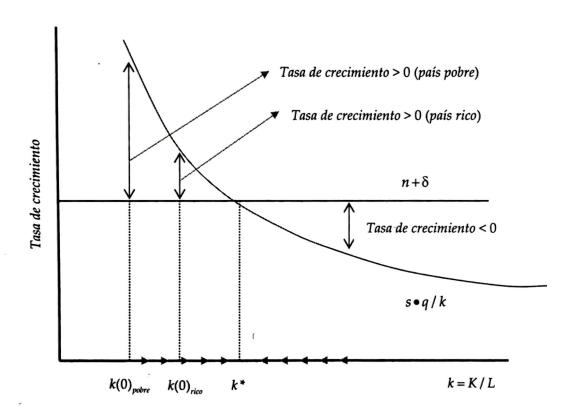
- 1. Considerando un grupo de economías cohesionadas y estructuralmente semejantes (respecto a los valores de los parámetros n, s y δ), la dinámica del capital per cápita, k, está determinada por las mismas funciones: $(s \bullet q/k)$ y $n+\delta$, donde $s \bullet q/k$ es la inversión bruta. La única diferencia entre las economías será la cantidad inicial del capital k(0), con un valor inicial bajo, $k(0)_{pobre}$, y la otra con valor inicial alto, $k(0)_{rico}$. Esto implica que las economías menos avanzadas o pobres tenderán a crecer, en términos per cápita, a tasas más altas que las economías más avanzadas o ricas y, de esta manera alcanzarán o convergerán con aquellas de mayor tasa de capital per cápita.⁷
- 2. De acuerdo con la ecuación fundamental del modelo de Solow: $k = s \cdot q k(n + \delta)$, el equilibrio en el tiempo está dado por

Si la tasa de crecimiento del capital per cápita (γk) es: $\gamma k = s \cdot q/k - (x + n + \delta)$, entonces la derivada de la tasa de crecimiento del capital per cápita (γk) respecto al capital per cápita (k) es negativa: $\partial \gamma k / \partial k = s [f'(k) - q/k]/k < 0$; es así que, menores valores de k están asociados con mayores valores de k y viceversa.

 $s \bullet q = k(n+\delta)$. Éste es el único equilibrio dinámico posible (no hay equilibrios múltiples), donde existe estado estacionario (k=0); es decir, cuando el ahorro (el cual es igual a la inversión bruta en un contexto de economía cerrada) es igual a la tasa de depreciación efectiva de la razón K/L (véase Figura 1).

Figura 1

Rendimientos decrecientes al capital,
tasas de crecimiento, y convergencia absoluta



Por los supuestos de productividades marginales decrecientes, la única intersección posible está en el rango positivo de k. Es la única intersección posible porque: $n + \delta < \lim_{k \to 0} s \cdot q = \infty \Rightarrow \uparrow k$, hasta que $s \cdot q = n + \delta$. Más allá de ese punto, $s \cdot q < n + \delta$ (véase Figura 1).

3. El modelo es dinámicamente estable y muestra cómo el ingreso per cápita de una economía en el tiempo converge hacia su estado estacionario. Esta propiedad de convergencia tiene su origen en los rendimientos decrecientes del capital. Existe evidencia de que en países o regiones con escasa coincidencia estructural, la tasa de crecimiento per cápita no está correlacionada con la posición inicial, encontrando en algunos casos que la $\beta = 0$ (Baumol, 1986) o que incluso β es positiva cuando los países más ricos crecen, en términos per cápita, más rápidamente que los países pobres (Barro y Sala-i-Martin, 1995).

En cambio, para estudios de economías con condiciones semejantes (s, n, δ y funciones de producto nacional semejantes) se ha encontrado que los países más pobres tienen tasas de crecimiento per cápita significativamente más altas. De la misma manera, es natural que los estudios entre regiones se caractericen por poner énfasis en el análisis de convergencia absoluta, dado que localidades pertenecientes a un mismo país tienen condiciones económicas estructurales semejantes (Barro y Sala-i-Martin, 1995; Sala-i-Martin, 2000; De la Fuente, 2001; Esquivel, 1999 y Messmacher, 2000). 10

Para el caso de la convergencia absoluta, se debe estimar un modelo econométrico de regresión simple utilizando la ecuación (2).

⁹ El origen del equilibrio dinámico estable está en los rendimientos decrecientes de K. Cuando k es relativamente bajo, el producto promedio del capital (q/k) es relativamente alto; es decir, la inversión bruta por unidad de capital $(s \cdot q/k)$ es relativamente alta. Si el capital por trabajador se deprecia a una tasa constante $n + \delta$, entonces $s \cdot q > n + \delta$, por lo que se está en un punto donde $k(0) < k^*$ y por lo tanto la economía puede utilizar todavía más $k \Rightarrow \uparrow k$. Lo inverso sucede si $k(0) > k^*$. Es decir, se está ante un sistema globalmente estable donde la economía converge a su único estado estacionario.

Es decir, se argumenta que si no existe una diferencia en la tasa de ahorro y la región pobre tiene un acervo de capital per cápita menor que la rica, ésta crecerá menos rápidamente que aquella; es decir, se observaría este tipo de convergencia. Si la tasa de ahorro es mayor en la región rica que en la pobre, la tasa de crecimiento dependerá de la distancia que haya entre la posición inicial y la de equilibrio de los acervos de capital per cápita de cada región y, entonces, no necesariamente mostrará convergencia absoluta. De hecho, la región pobre estaría creciendo a una menor tasa que la rica. En cuanto a esto último, en los diversos estudios que se han realizado sobre México (Esquivel, 1999; Mayer, Mora y Cermeño, 1999; Navarrete, 1995; Cermeño, 2001; Carrillo, 2001, Chiquiar, 2002, Carrillo et al., 2007), existe evidencia empírica a favor de la hipótesis de la convergencia absoluta entre las entidades federativas. Esquivel (1999) y Carrillo (2001) identifican dos fases diferenciadas del proceso de convergencia regional: una que va de 1940 a 1960 (Esquivel) o desde 1960 a 1980 (Carrillo, 2001) y que se caracteriza por la disminución en las disparidades del ingreso regional (convergencia), y otra que muestra ya desde los sesenta (Esquivel, 1999) o los ochenta (Carrillo, 2001) una tendencia al estancamiento en la reducción de la inequidad del ingreso regional (divergencia).

$$(1/T)\log(Y_{i,t}/Y_{i,t-T}) = X_i^* - (\log(Y_i^*/Y_{i,t-T})(1-e^{-\beta T}))(1/T) + u_{i,t}$$
 (2)

Esta ecuación relaciona el producto inicial per cápita, con la tasa de crecimiento promedio del producto per cápita entre los años 0 y t.

2.2. Sigma convergencia (σ)

Este concepto fue planteado inicialmente por Barro y Sala-i-Martin (1991) en la literatura empírica neoclásica del crecimiento económico y retomado a partir de la crítica de Quah (1993); en él se afirma que, la dispersión del ingreso per cápita real entre un grupo de economías tiende a caer en el tiempo, con lo que se reduce la desigualdad entre países o regiones. Esta definición alternativa del término de convergencia es conocida en la literatura como sigma convergencia (σ) , donde σ es la desviación estándar del logaritmo del ingreso per cápita real entre países o regiones (Quah, 1993; Barro, 1999 y Sala-i-Martin, 2000); la fórmula de cálculo se muestra en la ecuación (3).

$$\sigma_{t}^{2} = e^{-2\lambda} + \sigma_{t-1}^{2} + \sigma_{vt}^{2} \tag{3}$$

Por otro lado, aunque β convergencia y σ convergencia tengan relación, no son lo mismo; sigma convergencia (σ) necesariamente implica β convergencia, pero lo contrario no es siempre cierto. Una economía pobre puede crecer a tasas más altas que una rica, pero la desigualdad entre ellas puede mantenerse si los frutos de ese crecimiento en la economía pobre no se expanden hacia todos los sectores (por ejemplo, una economía fuertemente basada en la agricultura); en cambio, una economía rica con menores tasas de crecimiento y menor desigualdad a su interior, puede permitir mejores condiciones de desarrollo de las actividades económicas. Sin embargo, si en el tiempo las economías tienden a reducir su inequidad en el ingreso per cápita (σ convergencia), será sólo porque las regiones o países menos desarrollados crecerán a tasas más altas que las desarrolladas.

Existe evidencia de que las economías más atrasadas tienden a tener tasas de crecimiento poblacional mayores que las economías más desarrolladas. Pueden verse como ejemplos países desarrollados de Europa, como Francia, con menor inequidad en la distribución del ingreso y, en cambio, países africanos con altas tasas de crecimiento poblacional y creciente inequidad en la distribución del ingreso (Carrillo, Cerón y Reyes, 2007).

2.3. Convergencia condicional

De acuerdo con Barro y Sala-i-Martin (1995), el concepto de convergencia condicional se puede ilustrar considerando dos economías regionales, las cuales difieren en dos aspectos: *a*) tienen diferentes dotaciones de capital por trabajador en sus periodos iniciales y, *b*) tienen distintas tasas de ahorro.

En el mundo real es difícil ver que la economía mundial, por más que tienda a globalizar los flujos comerciales y de servicios, exprese una homogeneidad de condiciones estructurales entre economías nacionales. Así, en el marco del debate sobre la existencia empírica de la convergencia, vino una segunda precisión para su interpretación. Por un lado Barro y Sala-i-Martin (1995) y por otro Mankiw, Romer y Weil (1992) demostraron que el modelo neoclásico de crecimiento económico no forzosamente implicaba que los países pobres debieran crecer más rápidamente que los ricos. Más bien, lo que sí predecía el modelo a partir de los rendimientos decrecientes de capital es que, la tasa de crecimiento del producto per cápita de una región o país tendía a declinar mientras más cerca estuviera de su estado estacionario, lo cual indicaba dejar de lado el nivel inicial del producto (y del capital en su forma intensiva) en términos absolutos y tomar en cuenta su nivel relativo.

Si se parte de supuestos más reales, tratando de amoldar la teoría a las observaciones empíricas, y se toma en cuenta que las economías tienen ciertos grados de heterogeneidad, es decir, si los supuestos sobre la homogeneidad de s, n, δ no se cumplen, cada región converge a su propio estado estacionario. Entonces se puede considerar a la convergencia con condicionalidad sobre estos factores, donde la idea de convergencia se centra ahora sobre la hipótesis de que una economía crece más rápidamente mientras más lejos está del valor de su estado estacionario. 12

Si las economías difieren en su tasa de ahorro (que es igual a la tasa de inversión), como resultado de los rendimientos marginales decrecientes de *K*, las economías con mayores niveles de desarrollo necesitan de tasas de inversión más altas. Sin embargo, esas diferencias generan disparidades en la misma dirección en el valor del estado estacionario; es decir, niveles más elevados de las tasas de inversión pueden ser proporcionales a la distancia a su estado estacionario, por lo que economías ricas con tasas de ahorro mayores que las que puede sostener una economía pobre, pueden estar proporcionalmente más lejos de su estado estacionario, generando tasas de crecimiento per cápita mayores que la economía pobre y un aumento de la desigualdad con respecto a las economías menos desarrolladas o pobres y con menores niveles en sus tasas de ahorro. La hipótesis de la convergencia absoluta entonces se vendría abajo, fortaleciendo la hipótesis de la convergencia condicional. Empíricamente, los datos muestran que los países con niveles más altos de PIB real per cápita, tienden a tener también las tasas más altas de ahorro por lo que, partiendo de un nivel inicial $k(0)_{pobre} < k(0)_{rigo}$, no necesariamente los países menos ricos crecen en términos per cápita a tasas más altas que los países más desarrollados.

La idea fundamental en el caso de la convergencia condicional es que, una economía crece más rápidamente mientras más lejana se encuentra de su estado estacionario. A fin de ilustrar el concepto de convergencia condicional, considérese la Figura 2 en la cual se tienen dos países que difieren en dos aspectos: a) acervos iniciales de capital per cápita: $k(0)_{pobre} < k(0)_{rico}$ y b) tasas de ahorro: $s_{pobre} \bullet f(k)/k < s_{rico} \bullet f(k)/k$. Como en el caso anterior, el estado estacionario tiene un único valor posible, el cual está determinado por la intersección de las curvas de ahorro con la línea común $n+\delta$.

En la Figura 2 se puede observar claramente que los diferenciales en las tasas de ahorro generan curvas diferenciadas de ahorro, lo que provoca divergencias en el mismo sentido respecto a la distancia del valor estacionario del capital per cápita $\left(k^*_{pobre} \neq k^*_{rico}\right)$ que, mientras más lejos esté de aquél la tasa de crecimiento será mayor. Lo que predice el modelo, es que cada economía converge a su propio estado estacionario y que la velocidad de esta convergencia está inversamente relacionada con la distancia a su estado estacionario. Es decir, un menor valor inicial del ingreso per cápita real tiende a generar una tasa de crecimiento per cápita más alta.

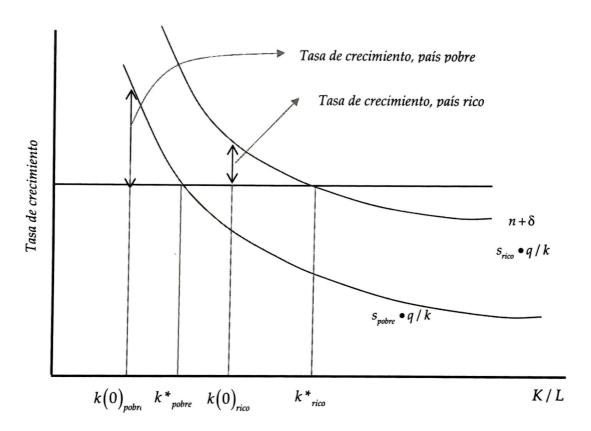
2.3.1. La operacionalización del modelo de convergencia

En términos generales puede decirse, entonces, que el nivel del estado estacionario de los países y el origen de sus diferencias se encuentra en los siguientes aspectos: 1) el nivel de las tasas de inversión; 2) la tasa de crecimiento de la población; 3) las funciones de producción y la productividad de los factores, y 4) las políticas gubernamentales que incrementan la tasa de inversión o que cambian la posición de la función de producción a partir de programas de incentivos a la productividad de los factores, tales como la inversión en capital humano o en infraestructura.¹⁴

El modelo de convergencia condicional no puede predecir convergencia en todas las circunstancias. Si los países o regiones tienen las mismas tasas de ahorro, la distancia entre la curva de ahorro y la línea $n+\delta$ será mayor para la economía pobre y la tasa de crecimiento per cápita puede ser mayor para ésta dando lugar a la convergencia.

Siguiendo a Temple (1999), el modelo de combinación de cortes transversales se transforma en un modelo de datos de panel estático (evitando las complejidades innecesarias que plantea un panel dinámico), lo cual en primera instancia permite el control de variables omitidas que persisten en el tiempo (efectos fijos). Temple indica que los métodos de datos de panel dinámicos introducen una complejidad innecesaria, puesto que por ejemplo, por las propiedades de la muestra, la mayoría de los estimadores no son bien entendidos. Además, es altamente probable que no den buenos resultados cuando las variables sean altamente persistentes (muestren un proceso de raíz unitaria), debido a que

Figura 2
Rendimientos decrecientes, tasas de crecimiento y convergencia condicional



La correlación parcial negativa entre las tasas de crecimiento per cápita y su nivel de ingreso per cápita inicial está ahora controlado por cualquier disparidad en su estado estacionario (tasas de ahorro, tasas de crecimiento

los niveles rezagados de éstas serán instrumentos muy débiles para el uso de primeras diferencias. Dos métodos clave para estimar un modelo dinámico son el de Quah (1993), método replicado en México por Cermeño (1999), y el de Caselli, Esquivel y Lefort (1996), quienes usan el Método Generalizado de Momentos (MGM) para estimar un modelo dinámico de datos de panel. Debe tenerse cuidado con la especificación por efectos fijos; los investigadores lo utilizan con frecuencia para analizar efectos de variables que permanecen en el tiempo o todo aquello que afecta al crecimiento con cierto retraso en largos periodos. Las transformaciones estándar como las primeras diferencias, exacerbarán problemas como la medida de error. Una variante que puede funcionar es la utilización de dummies regionales específicas.

poblacional, políticas gubernamentales, capital humano). Otra ventaja de este método es que las variables rezagadas pueden ser usadas como instrumentos cuando sea necesario, lo que puede aliviar la medida del error y el sesgo por endogeneidad. La especificación para la estimación por datos de panel estáticos está dada por:

$$\frac{Y_{it} - Y_{i,t-T}}{T} = \alpha - \beta Y_{i,t-T} + \delta X + U_{it}$$
(4)

donde *X* es el vector de determinantes del nivel de ingreso per cápita del estado estacionario. El vector *X* puede incluir una serie de variables políticas, económicas e institucionales que se espera afecten la posición relativa del estado estacionario. Esas variables pueden ser usadas como los valores que toman al inicio del periodo, en sus niveles, o en su promedios (Esquivel, 2001). Además, se emplean variables *proxy* para aproximar las variables que se sabe afectan la variable de interés pero que no se cuenta con una medida exacta de ella.¹⁵A fin de probar las hipótesis de la convergencia (divergencia) condicional, así como las condiciones que la aceleran o retardan (el régimen de comercio exterior o el papel de las comunicaciones y los transportes), se definen pasos con el objetivo de encontrar las variables que mejor ajusten.

- 1. A partir del estudio de Esquivel (1999) para México y Centroamérica, se propone un modelo con pocas variables explicativas pero significativas y robustas para estas regiones, tales como: intensidad de recursos primarios (exportaciones primarias/PIB), índice de apertura económica, *log* (*inversión/PIB*), crecimiento en los términos de intercambio.
- 2. Barro (1995, 1999) propone las variables *log* (esperanza de vida), *log* (tasa de fertilidad) y la tasa de consumo gubernamental.
- 3. Esquivel y Messmacher (2002 y 2000a) proponen como variables explicativas a un número pequeño de variables que están relacionadas con las decisiones de política pública y que pueden

Tal es el caso del capital humano, por ejemplo, donde las proxies utilizadas van desde el nivel de escolaridad de la población en un país determinado, a la tasa de alfabetismo de personas mayores de 15 años.

ser potenciales determinantes del crecimiento económico: el papel de la infraestructura para reducir los costos de transporte, el capital humano y el papel del gobierno. Las *proxies* utilizadas para tal efecto son: densidad telefónica o carreteras pavimentadas como porcentaje del total; la distancia a los Estados Unidos, para evaluar qué tanto impacto sobre el crecimiento de México y Centroamérica puede tener la lejanía o cercanía a ese país; los años de escolaridad o las tasas de alfabetismo como *proxies* del capital humano y el tamaño del sector público, medido como proporción del empleo público en el empleo total.

2.4. Convergencia entre regiones

Un enfoque alternativo e interesante es el análisis de la convergencia interregional, que se recomienda cuando se emplean datos regionales de diferentes países para estudiar la convergencia regional de los ingresos per cápita. En lugar de estimar una regresión lineal, se estima una relación no lineal como la que se muestra en la ecuación (5).

$$\gamma_{i,t_0,t_0+T} = \alpha - \left[1 - e^{-\beta T} / T\right] \cdot \log(y_{i,t_0,t_0-T}) + u_{i,t_0,t_0+T}$$
 (5)

donde Y_{i,t_0,t_0-T} es la tasa de crecimiento anual de la economía i entre los periodos t_0 y t_0+T , y viene dada por: $(1\ T)\log[y_{i,t_0}+T\ y_{i,t_0}]$, donde u_{it0,t_0+T} representa el promedio de los términos de error y u_{it} está comprendido entre los momentos t_0 y t_0+T . La razón por la que se prefiere estimar la ecuación (5) no lineal, es que cuenta con dos etapas de estimación:

- 1. Se estima el parámetro β , que indica la velocidad de convergencia de la economía, y;
- 2. estima el coeficiente del logaritmo del nivel de ingreso $b = \left[1 e^{-\beta T}/T\right]$ que es una función decreciente de la duración del periodo de estimación. Es decir, si se estima la ecuación de convergencia entre 1880 y 1990 (T = 110 años) con una función lineal, el parámetro que multiplica el ingreso inicial será menor que si se estima entre 1880 y 1900 (T = 20 años), por el simple hecho de que la duración del periodo es superior. Para evitar este problema, se estima el parámetro β directamente.

3. Evidencia empírica

En la presente sección se presenta una revisión de la literatura que incluye diversos estudios del análisis de la convergencia regional en México, tanto de β como de σ . Esquivel (1999) realizó un estudio para el periodo de 1940 a 1952 usando la metodología de mínimos cuadrados no lineales, observando la existencia de convergencia sigma durante todo el periodo, principalmente entre 1940 y 1960 y de convergencia absoluta beta significativa y de mayor magnitud en la primera parte de la muestra. Cabrera (2002) también llega a este resultado, aunque el periodo de análisis va de 1970 a 1995.

Messmacher (2000) realizó un estudio de convergencia en México en el que utilizó una muestra entre los años de 1970 y 1999, donde se encontró convergencia *sigma* hasta 1985, fecha a partir de la cual sólo se encuentra divergencia. También encontró la convergencia *beta* absoluta, pero no fue significativa. Además, el autor encuentra una relación positiva entre el nivel educativo y el nivel de ingreso, y negativa entre la natalidad y el crecimiento del ingreso.

Carrillo (2001) analiza la convergencia entre las 32 entidades federativas de México en los años 1970-1997, agrupando los datos en sexenios. Hace un análisis de *beta* y *sigma* convergencia, incluyendo para el primero las variables educación y migración. Los resultados sobre el cálculo de *sigma* convergencia es que hay convergencia en las tasas de crecimiento del PIB real per cápita de las entidades antes de 1982-1987, y divergencia después de ese periodo. En cuanto al cálculo de *beta*, encontró convergencia para el periodo global y para los sexenios 1970-1976, 1976-1982 y 1982-1988; es decir, antes de la apertura comercial. Por otro lado, encontró divergencia en los periodos 1988-1994 y 1994-1997, después de la apertura. El autor sugiere que esos resultados se deben principalmente a que la variable de capital humano, contribuyó más claramente al proceso de convergencia que la migración.

Cermeño (2001) realizó otro trabajo interesante utilizando una metodología diferente, encontró tasas de convergencia de entre 4.2% y 5.3%. Mediante un análisis de simulaciones de montecarlo, el autor señala que haciendo la evaluación de la magnitud de los sesgos de estimación del parámetro autorregresivo, es mejor hacer correcciones de sesgos tomando como referencia el estimador por mínimos cuadrados ordinarios. Además afirma que, con base en pruebas que él llevó a cabo, se demuestra la existencia de la convergencia.

Díaz (2003) presenta un estudio para analizar el efecto que la apertura comercial ha tenido en la tasa de crecimiento de largo plazo y en el proceso de convergencia real entre las entidades federativas de México, con datos de 1970-2000. El autor emplea una ecuación de β convergencia que incluye variables que explican el capital humano, la apertura comercial y una variable dicotómica que identifica los estados fronterizos del norte de México. La evidencia empírica de este trabajo apoya la hipótesis de que la aplicación de políticas de apertura económica contribuye al crecimiento económico de largo plazo y fortalecen las posibilidades de un proceso de convergencia regional en México.

Fuentes y Mendoza (2003) utilizan un modelo de crecimiento para comprobar si la inversión pública en infraestructura ha contribuido al proceso de convergencia regional entre las entidades federativas de México durante el periodo de 1985 a 1998. Los resultados de este trabajo sobre la convergencia regional en México apuntan a que el indicador (sintético) global de la infraestructura en el periodo de 1980 a 1985 afecta positivamente la tasa de crecimiento anual del PIB per cápita. Por el contrario, en el período de 1985 a 1998 la variable de infraestructura pierde intensidad y deja de ser significativa.

Sánchez y Rodríguez (2002) analizan el impacto que tiene la apertura comercial en México en las disparidades regionales. Hace un análisis de σ y β convergencia en los periodos donde aparecen los procesos de Industrialización por Sustitución de Importaciones (ISI), el Acuerdo General sobre Comercio y Aranceles (GATT) y para el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN); para este último con datos de 1994 a 1998. La conclusión es que la etapa final del periodo de ISI está dominada por una tendencia a la convergencia, mientras que los periodos del GATT y del TLCAN están dominados por una tendencia hacia la divergencia.

Murayama (2007) realiza un análisis sobre la convergencia regional en las 32 entidades federativas de México. Estudia el periodo 1980-2000 con la finalidad de estimar el impacto del TLCAN en el proceso de convergencia. Para lograr lo anterior hace el análisis de un gráfico que en el eje vertical muestra el PIB per cápita inicial de las entidades y en el horizontal la tasa media anual de crecimiento. Además hace un análisis de la dispersión relativa

En el cuadrante uno aparecen las entidades que al inicio del periodo tenían un PIB per cápita superior a la media nacional y que tuvieron un crecimiento anual promedio mayor que el del conjunto del país. En el segundo cuadrante, los que tenían un nivel de PIB per cápita que superaba el promedio nacional

y absoluta de los niveles de PIB regional.¹⁷ El autor concluye que el modelo económico hacia el mercado externo ha favorecido a las entidades del centro y del norte del país. La convergencia regional no se verifica en el periodo analizado.

Aroca, Bosch y Maloney (2005) investigan si después de la apertura comercial (1985) se vieron afectadas las pautas espaciales de crecimiento. Usan datos del PIB per cápita para las 32 entidades federativas de México durante el periodo 1970-1988, entre los años 1970, 1975, 1980, 1985, 1988 y, datos anuales para el periodo 1993-2002. Los autores proponen para este estudio de convergencia (o divergencia) algunas herramientas de la economía espacial, incluyendo un análisis Kernel, la I de Moran y la Moran local. Encuentran que después de 1985 se observa claramente la existencia de un grupo de entidades en el sur, mientras que el grupo de entidades del norte pareciera estar restringido para aquellas que tienen frontera con Estados Unidos. Por otro lado, en sus resultados no es clara la existencia de un grupo del centro del país. De acuerdo con los resultados de su estudio, los autores concluyen que después de la liberalización económica no se puede decir que aumentó la diferencia entre el norte y el sur. La diferencia sustancial ocurre de 1985 a 1993.

4. Metodología

Los trabajos mencionados en la revisión de la evidencia empírica de la convergencia regional manejan datos hasta el año 2001, por lo que es necesario hacer pruebas de lo que ha sucedido en los últimos años, específicamente desde la aplicación del Tratado de Libre Comercio (TLC). Además, la mayoría de los trabajos realizados consideran estimaciones de convergencia absoluta, por lo que en el presente trabajo se considerará el análisis de convergencia condicional para tomar en cuenta las variables que

pero con un crecimiento más lento que el resto. En el tercer cuadrante, las entidades con un PIB per cápita inferior a la media nacional y que crecieron por debajo del promedio del país. Finalmente, en el cuarto cuadrante se encuentran las entidades que partieron de un PIB per cápita inferior a la media y crecieron a un ritmo superior al promedio nacional (Murayama, 2007, pp. 10 y 11).

La media de ajuste relativo es la mitad del cuadrado del coeficiente de variación del PIB per cápita de cada entidad federativa, también conocido como índice MM. El índice de dispersión absoluta es la suma del valor absoluto de las desviaciones del PIB per cápita por entidad (o región) con respecto al total nacional, ponderadas por el porcentaje de la población de cada entidad con respecto al total de población (Murayama, 2007, p. 13).

determinan la convergencia en el largo plazo. Debido a que ya han pasado varios años desde el inicio del proceso de apertura comercial en México, se esperaría poder observar los efectos de largo plazo del TLCAN en el modelo de Solow; esto es, que haya o no convergencia. Así, la hipótesis del presente trabajo es que el crecimiento en las entidades federativas de México converge a partir de la entrada en vigor del TLCAN

Para contrastar la hipótesis anterior se realiza el siguiente análisis: en primer lugar, se estima la convergencia absoluta mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO); en segundo lugar, se estima la convergencia condicional con el método econométrico de datos de panel, con el cual se busca captar las diferencias de cada entidad federativa (lo que no se podría captar con el cálculo de la convergencia absoluta) y, en tercer lugar, se calcula la convergencia tipo *sigma*, la cual indica qué tan dispersos se encuentran los datos de su valor medio en cada año.

4.1. Convergencia absoluta con datos de corte transversal

La regresión para analizar la convergencia absoluta usando corte transversal se muestra en la ecuación (6).

$$(lny_{t} - lny_{t-1}) = \beta_{0} + \beta_{1}lny_{t-1} + u_{t}$$
(6)

donde $(lny_t - lny_{t-1})$ es la tasa de crecimiento del PIB per cápita en el periodo $t_2 - t_1$, mientras que y_t es el nivel inicial de PIB per cápita y β_0 es la intersección (Messmacher, 2000). Como se explicó anteriormente, si el parámetro estimado de β_1 es negativo se tiene evidencia de que existe convergencia; en caso contrario, de que es divergencia.

4.2. Convergencia condicional con datos de panel

El método econométrico de datos de panel permite solucionar los problemas del análisis de convergencia absoluta, producidos al estimar con el método de mínimos cuadrados ordinarios, y es un método interesante a emplear para el análisis de la convergencia. Los cálculos con base en los datos de panel permiten capturar la naturaleza de la dinámica transitoria del modelo de convergencia al utilizar información más rica que combina tanto la dimensión individual que ofrecen los datos en cortes, como la temporal que ofrecen las series cronológicas, lo que permite introducir el

aspecto dinámico del crecimiento y resolver el problema vinculado con la heterogeneidad (Calderón y Tykhonenko, 2006).¹⁸

Yudong y Weeks (2000) realizan la modificación del modelo de convergencia condicional para su aplicación en datos de panel, para un análisis de las provincias en China. En la ecuación (7) se consideran los términos que implica el logaritmo natural del PIB del primer periodo en el lado derecho, obteniéndose una forma autoregresiva del modelo de crecimiento (7).

$$lny_{t} = \xi lny_{t1} + (1 - \xi) lnA(0) + g(t_{2} - \xi t_{1}) + (1 - \xi) \frac{\alpha}{1 - \alpha} ln(s) - (1 - \xi) \frac{\alpha}{1 - \alpha} ln(n + g + \delta)$$
(7)

En la ecuación (8) se muestra el componente del término de error de la ecuación de regresión de datos de panel.

$$y_{it} = by_{i,t-1} + \theta' x_{it} + T_i + \eta_i + v_{it}$$
 (8)

donde: $b=1+\beta=\xi$; $x_{it}=\left(\ln(s_{it})\right), \eta_i=\ln(n_{it}+g+\delta)'$, y $\theta=\left(\left(1-\xi\right)\frac{\alpha}{1-\alpha}-\left(1-\xi\right)\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)$; y_{it} es el PIB per cápita de una entidad federativa en el año t; $y_{i,t-1}$ indica el PIB per cápita rezagado de un periodo; x_i , es un vector que incluye ahorro; $\left(s_i\right)$, la suma de la tasa de crecimiento de la población; $n_{i+g+\delta}$, la tasa de cambio tecnológico y la depreciación; T_i captura el efecto específico del tiempo en la tasa de crecimiento tecnológico, mientras que el término η_i se refiere a los factores no observados específicos de cada país o entidad (tales como factores institucionales, de localización, etc.). En el análisis de beta condicional, la intersección es $(1-\xi)lnA(0)$ y $g(t_2-\xi t_1)$. Por lo tanto, aquí se suaviza el supuesto de parámetros homogéneos para el nivel inicial de tecnología A(0) y la tasa de progreso

Los enfoques de los datos de panel constituyen una alternativa de los enfoques de corte transversal. En un panel de datos se da seguimiento a la misma unidad transversal (individuos, empresas, familia, estado, etc.) a través del tiempo. Por lo tanto se pueden analizar el espacio y el tiempo.

tecnológico (g). Dado que $b=1+\beta$, la velocidad de convergencia está determinada por la siguiente expresión: $\lambda=\frac{-lnb}{\tau}$, donde b es el coeficiente del rezago del PIB per cápita y τ es el periodo de convergencia, ya sea que se tengan datos quinquenales o anuales.¹⁹

4.3. Método de convergencia con el enfoque de econometría espacial

Vilalta (2003) y Aroca *et al.* (2005), analizaron las diferencias en el crecimiento económico de los estados del norte y del sur de México, a partir de la apertura comercial; incluso mencionan la existencia de clubes de convergencia. Ello implica que el mayor crecimiento de una entidad está relacionado estrechamente con su ubicación geográfica, por el crecimiento de sus vecinos. Para hacer un análisis econométrico que incluya el efecto en la ubicación geográfica se emplean técnicas de econometría espacial.²⁰ Esta rama de la econometría reincorpora el efecto del espacio geográfico en el análisis de los problemas económicos. Su mayor utilidad es que se emplea en estudios de economía regional y urbana, dado que cuando se trabaja con datos de corte transversal, aparecen los denominados efectos espaciales, como la dependencia espacial.

Un concepto importante a considerar de la metodología de la econometría espacial es la dependencia o autocorrelación espacial, la cual surge siempre que el valor de una variable en un lugar del espacio está relacionado con su valor en otro u otros lugares del espacio (Moreno y Vaya, 2000). Por ejemplo el PIB de un estado puede estar determinado en cierta forma por el PIB de sus vecinos (los estados con los que comparte frontera). Esto implica que si tenemos el PIB de todos los estados de México para un determinado año, es difícil decir si las unidades de corte transversal son mutuamente independientes. Es importante hacer una aclaración respecto al término autocorrelación espacial ya que se tiende a relacionar con autocorrelación temporal (Moreno y Vaya, 2000). Es posible detectar una cierta semejanza entre los

Carrillo, Cerón y Reyes (2007), encontraron que la educación es un factor importante para determinar la convergencia entre las entidades; es por ello que en el presente trabajo se agrega la variable de capital humano a la regresión.

La econometría espacial es una rama de la econometría que emplea el tratamiento adecuado de la interacción espacial (autocorrelación espacial) y la estructura espacial (heterogeneidad) en modelos de regresión con datos de corte transversal y de panel de datos (Aroca, 2000).

conceptos de autocorrelación espacial y temporal en la medida en que, en ambos casos, se produce un incumplimiento de la hipótesis de independencia entre las observaciones muestrales, sean éstas referidas a unidades de corte transversal o a series de tiempo.²¹

La autocorrelación espacial puede ser positiva o negativa. Cuando es positiva, la presencia de un fenómeno en una región o estado lleva a que se presente ese mismo fenómeno en las regiones vecinas. Cuando la autocorrelación es negativa, la presencia de un fenómeno en una región o estado impide o dificulta su aparición en las regiones que lo rodean. Finalmente no hay autocorrelación espacial cuando la variable que se analiza se distribuye de manera aleatoria.²²

Otra herramienta importante de la econometría espacial es la matriz de pesos espaciales (también conocida como matriz de conectividad o contigüidad), la cual es una de las formas más comunes de representar la ubicación geográfica de un conjunto de polígonos (Aroca, 2000). Por convención, a la matriz de pesos espaciales se le denomina W y es una matriz cuadrada, en la cual el número de filas o columnas está determinado por polígonos independientes del mapa (véase Figura 3).²³

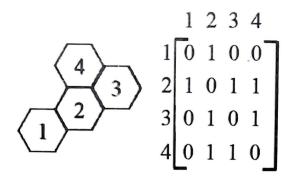
Como se puede observar en la Figura 3, si los dos polígonos de la matriz W no son vecinos se denota el valor de cero y si son vecinos el valor correspondiente es uno. Los polígonos pueden representar empresas, lugares estratégicos en un salón de clase, países, etc. En el caso del presente trabajo de investigación, se construyó una matriz cuadrada de 32 por 32 (el número de estados, más el Distrito Federal); cuando las entidades comparten frontera se anota un uno y si no son vecinos se anota cero. En la diagonal principal de la matriz de contigüidad se anotan ceros, ya que un polígono no puede ser vecino consigo mismo.

La dependencia temporal es únicamente unidireccional (el pasado explica el presente), mientras que la dependencia espacial es miltidireccional (una región puede no sólo estar afectada por otra región contigua a ella sino por otras muchas que la rodean, al igual que ella puede influir sobre aquellas).

La autocorrelación espacial no se puede capturar con un operador de rezagos como en el caso de la autocorrelación temporal, que recoge únicamente una relación unidireccional; la dependencia espacial es multidireccional. La solución a este problema en el contexto espacial pasa por la definición de la denominada matriz de pesos espaciales, que permite relacionar una variable en un punto del espacio con las observaciones para dicha variable en otras unidades espaciales del sistema (Moreno y Vaya, 2000).

La definición de W se basa en el concepto de contigüidad física de primer orden; en cada matriz que se construye se le conoce como matriz de contigüidad binaria, donde w_u es 1 si las regiones i y j son físicamente adyacentes, y 0 en caso contrario.

Figura 3
Arreglo espacial y matriz de contigüidad asociada



Fuente: Aroca (2000).

4.3.1. I de Moran

Una de las formas básicas de medir la autocorrelación espacial es con el estadístico I de Moran (Moreno y Vaya, 2000). Este método permite hacer dos cosas: 1) saber si el PIB está concentrado espacialmente, y (2) medir los cambios temporales en los niveles de concentración. El procedimiento de este método es que un aumento temporal en la magnitud de los coeficientes indicaría un proceso de divergencia regional, mientras que una disminución indicaría evidencia de convergencia regional (Vilalta, 2003). La fórmula del coeficiente de I de Moran se muestra en la ecuación (9).

$$I_{t} = \frac{n}{S} \frac{\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{ij} z_{i} z_{j}}{\sum_{i=1}^{n} z_{i}^{2}} \forall t = 1, 2, ..., T$$
(9)

donde: n es el número de entidades; w_{ij} son los elementos de una matriz binaria W (la cual toma el valor de 1 si lac entidades i y j tienen una frontera común y 0 en caso contrario); S, es la suma de todos los elementos de W (los cuales son vectores normalizados). Para el caso del PIB per cápita, se tiene que $z_i = ln(GDP_{it} / GDP_t)$, el cual es el logaritmo natural del PIB per cápita

de la región i en el periodo t, normalizado por la media de la misma variable en dicho periodo.

El valor esperado de la I de Moran, bajo la hipótesis nula de que no hay correlación espacial, está dado por E(I) = -1/(N-1). Se considera correlación positiva si el valor de la I es más grande que E(I). Por otro lado, si el valor de I es más pequeño que el valor de E(I) se considera negativa. Este coeficiente se sujeta a una prueba de significancia estadística de valores Z. En una distribución normal, los valores Z están dados por $z_t = \frac{I - E(I)}{\sigma(I)}$. La hipótesis nula es que no hay autocorrelación espacial. Con un valor no significativo de Z(I) no se rechaza la hipótesis nula, por otro lado, un valor significativo positivo acepta la hipótesis nula de autocorrelación espacial (Madariaga, Montout y Ollivaud, 2005).

Sin embargo, el indicador anterior no es capaz de capturar en qué observaciones específicas es más intensa la dependencia espacial. Una herramienta que ayuda a resolver este problema es el gráfico de Moran o por su nombre en inglés, Moran's Scatterplot (Aroca, 2000), que muestra en el eje de las abscisas la variable normalizada, mientras que en el eje de las ordenadas se mide el rezago espacial, que es la media de los vecinos de una determinada región. De esta forma, el Scatterplot de Moran tiene cuatro cuadrantes: el primero y tercer cuadrantes son de valores semejantes de asociación espacial positiva, mientras que el segundo y cuarto cuadrantes recogen formas de asociación negativa.

Para el presente trabajo, en el primer cuadrante se ubican las entidades con un PIB per cápita superior a la media y están rodeadas de entidades con un valor superior a la media. En el segundo cuadrante se encuentran las entidades que tienen un valor inferior a la media pero que se encuentran rodeadas de entidades con valores superiores. En el tercer cuadrante se encuentran las entidades con valores inferiores a la media, cuyas vecinas también tienen valores inferiores a la media. Finalmente, en el cuarto cuadrante están las entidades con valores superiores a la media y un vecindario cuyo valor medio es inferior a la media. Si una vez graficado se observa que los puntos se dispersan en los cuatro cuadrantes, eso es indicio de ausencia de correlación espacial. La dependencia espacial será positiva si los valores se concentran en la diagonal que cruza los

cuadrantes I y III. Por otro lado, la dependencia será negativa si los valores se concentran en los dos cuadrantes restantes.

5. Los datos

Los datos de las variables que se emplean en el presente trabajo se construyeron para cada una de las 32 entidades federativas de México; son anuales y corresponden al periodo 1994 a 2006. Todas las variables se expresan en logaritmo natural. Las variables consideradas son:

- 1. PIB per cápita. Esta variable se construyó en términos constantes tomando como año base 1993 (1993 = 100). Los datos de PIB estatal se obtuvieron de la página en Internet del INEGI. Por otro lado, la información sobre la población se obtuvo de los Censos de Población y Vivienda y los Conteos de población de 1990, 1995, 2000 y 2005.²⁴
- 2. Porcentaje de la población con secundaria. Estos datos se obtuvieron de las estadísticas por entidad del *Sistema Educativo Nacional* de la Secretaría de Educación Pública Federal.
- 3. Tasa de crecimiento de la población. La variable n_{it} corresponde a la tasa de crecimiento de la población estatal de cada año, más 0.05. Este número representa la suma de una tasa común exógena de cambio tecnológico (g) y una tasa de depreciación común (δ) . El valor considerado es de 0.05, propuesto por Mankiw, Romer y Weil (1990). En la variable n_{it} se incluye la tasa de crecimiento poblacional y esta tasa debe variar para poder aplicar efectos fijos. 26
- 4. Inversión. Esta variable es medida en pesos; es la proporción de los ingresos totales estatales que corresponde a gasto en obras públicas y

Debido a que sólo existe el dato de población para los años de los conteos y los censos, se aplicó el modelo de crecimiento logístico o exponencial para calcular la población entre los años de los conteos de cada entidad. Se aplicaron estos dos modelos según lo necesitara el comportamiento del crecimiento de la población de cada entidad.

Varios trabajos sobre convergencia usan este valor como una aproximación de la tasa de cambio tecnológico y depreciación. Algunos autores que usan este valor para su análisis de convergencia, como es el caso de los estudios realizados por Bond, Hoeffler y Temple (2001), Madariaga, Montout y Ollivaud (2005) y Caselli, Esquivel y Lefort (1996).

Anteriormente, se usó el modelo de crecimiento logístico y exponencial para calcular la población; sin embargo, estos métodos dan como resultado tasas de crecimiento poblacional constantes, las cuales no se pueden emplear al estimar regresiones con efectos fijos. Por lo anterior, fue necesaria la aplicación de una interpolación para que la tasa de crecimiento de la población no fuera constante y así poder aplicar el método sin problemas.

fue tomada de los datos de ingresos y egresos estatales (INEGI, 2009). Los autores que usan el valor de .05 en sus trabajos son los mismos que usan esta variable en lugar de la tasa de ahorro.

En la base de datos, las unidades transversales son las 31 entidades federativas más el Distrito Federal; la base abarca los años de 1994 a 2006, por lo que es un panel balanceado. En total se tienen 416 observaciones (véase el Cuadro 1).

Cuadro 1 Estadística descriptiva de las variables utilizadas

Abreviatura	Variable	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
PIBpc	PIB per cápita	14.205	6.616	0.920	39.400
Lag1PIBpc	El primer rezago del PIB per cápita	14.075	6.557	0.920	38.090
Sec	Porcentaje de la población en secundaria	5.583	0.500	3.618	6.895
Inver	Inversión per cápita	306.600	265.550	6.750	1 712.000
n	Tasa de crecimiento de la población más cambio tecnológico y depreciación	0.066	0.011	0.049	0.118

Fuente: elaboración propia (2012).

6. Resultados

Los resultados de la estimación de la convergencia absoluta se muestran en el Cuadro 2. El número total de observaciones está limitado a 32 (el número de estados más el Distrito Federal). Se estimaron tres regresiones, una para todo el periodo de estudio y otras dos que dividen el periodo en el año 2000 (se tomó este corte temporal por la transición del poder en la elección presidencial en México).

En el Cuadro 2, se muestran los resultados de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de β convergencia. Se puede observar que en los periodos 1994-2006 y 2000-2006 en México se ha dado un proceso de convergencia en el crecimiento económico de las entidades federativas. Lo

anterior se observa dado que el parámetro β es negativo, indicando con esto un proceso de convergencia (dada la relación inversa que se encontró entre el nivel inicial del PIB per cápita de las entidades, calculado como $ln(Y_{i,t-T})$, y la tasa de crecimiento anual en dicho periodo). Sin embargo, en el caso de la regresión del periodo 2000 al 2006 el resultado de $ln(Y_{i,t-T})$ es no significativo.

Ahora bien, en el caso de la estimación de $ln(Y_{i,t-T})$, no se obtuvo la misma intensidad ni el mismo sentido a lo largo del periodo, dando evidencia de la existencia de un proceso de divergencia en este subperiodo de la muestra (significativo al 95%).

Cuadro 2 Coeficiente de convergencia, β , estimado por el método de mínimos cuadrados ordinarios para datos de corte transversal para las entidades federativas de México, 1994-2006

	1994-2006	1994-2000		2000-2006
lnPIBpc1994	-0.0217	0.005	In DID - 2000	-0.3642
	(3.21)*	(5.88)*	InPIBpc 2000	(1.02)
constants	23.6411*	72.3527*	Constant	2.2613*
constante	3.55	6.18	Constante	2.37
R ²	0.5416	0.0324		0.535

Nota: t estadístico entre paréntesis.

*significativo al 10%, **significativo al 5%, ***significativo al 1%.

Fuente: elaboración propia (2012).

Dado el resultado de la estimación de β convergencia por el método de mínimos cuadrados ordinarios, se estima el método de datos de panel de *efectos fijos*, el cual es el más adecuado para el presente trabajo. Además, se realizó la prueba de Hausman que permite validar si la mejor estimación es la de efectos fijos o la de efectos aleatorios para los datos de panel. Los resultados de la prueba Hausman se muestran en el Cuadro 3. Ahí se observa un valor estimado de p = 0.000, lo que indica que se rechaza la hipótesis nula en la que se plantea que no existe correlación entre las variables independientes y el error, por lo que se acepta la hipótesis alternativa de que la estimación de datos de panel más eficiente es la de *efectos fijos*.

Cuadro 3 Resultados de la prueba de Hausman aplicada entre la regresión de efectos fijos y aleatorios

Variable	$\hat{\delta}_{\it FE}$	$\hat{\delta}_{\it RE}$	$\left(\hat{\delta}_{\mathit{FE}} - \hat{\delta}_{\mathit{RE}}\right)$	$A\widehat{\operatorname{var}}\left(\widehat{\delta}_{FE}\right) - A\widehat{\operatorname{var}}\left(\widehat{\delta}_{RE}\right)$
lag1PIBpc	.0348996	.0460614	0111618	.0011111
n	-2.776056	-2.447686	3283694	
inver	.0000289	.0000224	.0023271	
sec	.0518572	.0515339	.000000654	,
yearcam	.0240813	.0104506	.0136307	

$$Chi2(5) = (\hat{\delta}_{FE} - \hat{\delta}_{RE}) \left[\widehat{Avar}(\hat{\delta}_{FE}) - \widehat{Avar}(\hat{\delta}_{RE}) \right]^{-1} (\hat{\delta}_{FE} - \hat{\delta}_{RE}) = 99.24.$$
 Con una Prob > chi2 = 0.0000.

En los resultados de convergencia absoluta se llega a la conclusión de que hay un cambio en la convergencia de las entidades en el año 2000 (veáse Cuadro 3).²⁷ En el Cuadro 4 se muestran los resultados de la estimación de convergencia regional de datos de panel con efectos fijos. Se puede observar que los coeficientes son significativos al 10%. Considerando la metodología propuesta por Yudong y Weeks (2000), el resultado del parámetro del PIB per cápita inicial representa convergencia condicional. En este caso el coeficiente obtenido fue de 0.034, por lo que se puede afirmar que existe convergencia condicional entre las entidades de la República Mexicana en el periodo analizado. Se observa también que los resultados de la estimación en el caso de la variable *yearcam* resultó ser significativa, por lo que se puede decir que hay mayor convergencia en las entidades después de 2000, lo cual concuerda con el resultado obtenido en el caso de la convergencia absoluta (veáse Cuadro 4).²⁸

Por lo anterior se agregó al análisis de efectos fijos una dummy llamada yearcam, que toma el valor de 0 para los años antes de 2000 y el valor de 1 para los años posteriores.

Además, por el modelo de Solow se sabe que las entidades convergen en el largo plazo: la apertura comercial se inició desde 1985 y no con el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), por lo que no es de sorprenderse que en los años más recientes se encuentre convergencia.

Cuadro 4 Coeficiente de convergencia, β , estimado por el método de efectos fijos para datos de panel para las entidades federativas de México, 1994-2006

Variable dependiente: logaritmo del PIB per cápita				
ln lag1PIBpc	0.0344042			
in lag ii lbpc	(14.84)**			
ln de n	-0.1690636			
nt de fi	(-4.68)**			
ln de inversión	0.0117824			
in de inversion	(3.43)**			
ln de secundaria	0.2722282			
in de secundaria	(6.45)*			
Woorcom	0.0214759			
yearcam	(3.32)*			
Constante	1.070443			
Constante	(9.23)*			
Observaciones	384			

Nota: *t* estadístico entre paréntesis.

*significativo al 10%, **significativo al 5%, ***significativo al 1%.

Fuente: elaboración propia (2012).

En la regresión de efectos fijos se puede observar que la variable con el mayor impacto en el logaritmo natural del PIB per cápita es la que mide la educación (que es el logaritmo natural de población con educación secundaria) con un efecto del 27.22%. En el caso de la inversión en obras públicas, un aumento de 1.82% ocasiona un aumento de 1% en el logaritmo natural del PIB per cápita.

Entre otros resultados, se tiene que un aumento de 1% en la variable n (tasa de crecimiento de la población), ocasiona uno del 9.2% en el PIB per cápita. Si se parte del estado estacionario y se aumenta la inversión de reposición, esto hará que disminuya el capital por trabajo efectivo y, por lo tanto, el producto por trabajador efectivo que en este caso es el PIB per cápita. De acuerdo con el modelo de Solow, la economía siempre regresa a su estado estacionario.

Esto significa que duplicar el ingreso toma 32.5 años. El signo negativo de esta variable tiene una explicación teórica: n está compuesta por la tasa de depreciación, la tasa de crecimiento de la población estatal y la tasa común exógena de cambio tecnológico $(\delta + n + g)$; en el marco teórico fue identificada como la inversión de reposición.

Finalmente, puede decirse que la velocidad de convergencia calculada para el presente trabajo es $\lambda = \frac{-lnb}{\tau} = \frac{-ln1162}{1} = 2.15$, donde el valor de b corresponde al coeficiente del rezago del PIB per cápita y el valor de τ corresponde al periodo de los datos, en este caso igual a 1. Por ello, el valor estimado de λ (que es la velocidad de convergencia que predice el modelo) es de 2.15% anual, lo que indica que cada año se cubre 2.15% de la diferencia existente entre el capital inicial k_0 y el capital del estado estacionario k^* .30

Los resultados de sigma convergencia se muestran en el Cuadro 5 y en la Gráfica 1. Ahí se observa que a partir de 1995 y hasta 1997 aumenta la desviación estándar indicando un proceso de divergencia; después de ese año no se registran cambios bruscos. Para el año 2000, en México no está definido si aumenta o disminuye esta divergencia en σ , ya que los cambios son pequeños; incluso parece constante en su comportamiento. Esto quiere decir que la dispersión del PIB per cápita (con respecto a su valor medio) se ha mantenido sin cambio durante los últimos años, por lo que no es prudente rechazar la hipótesis de convergencia sigma, la cual sugiere que las diferencias en PIB per cápita entre regiones tienden a reducirse a través del tiempo.

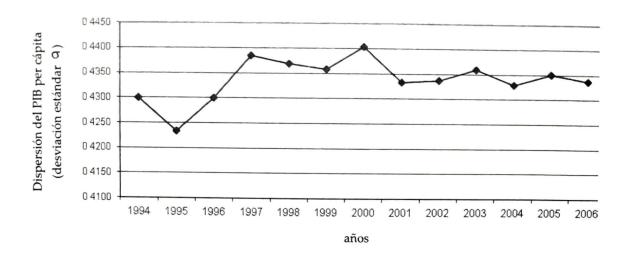
Cuadro 5
Desviación estándar de las distribuciones de valores estatales del PIB per cápita en México: 1994-2006 (convergencia tipo σ)

Año	Desviación → estándar	
1994	0.4300	
1995	0.4233	
1996	0.4300	
1997	0.4384	
1998	0.4369	
1999	0.4358	
2000	0.4402	
2001	0.4333	
2002	0.4337	
2003	0.4359	
2004	0.4328	
2005	0.4350	
2005	0.4337	

Fuente: elaboración propia (2012).

Este valor es pequeño comparado con los nuevos países industrializados (por ejemplo, Corea del Sur y Hong Kong) que han crecido a una tasa media anual superior al 5% desde 1960 (Romer, 2006).

Gráfica 1 Desviación estándar de la distribución del PIB estatal per cápita (1994-2006)



En lo que se refiere a los resultados de los coeficientes de autocorrelación espacial *I de Moran*, que se muestran en el Cuadro 6, la variable que se pone a prueba es el PIB per cápita de cada año. La segunda columna muestra el valor del estadístico I; en la siguiente columna se presenta el resultado del valor esperado y posteriormente se tiene la desviación estándar. Las dos últimas columnas muestran el resultado de las pruebas de hipótesis, con los valores de z y de p, que resultaron todos significativos. Estos resultados sugieren rechazar la hipótesis nula de que no existe correlación espacial.

El resultado anterior sugiere que las tasas de crecimiento han sido espacialmente dependientes; esto es, los valores del PIB per cápita están correlacionados, de modo que el valor del PIB per cápita de una entidad no está determinado sólo por factores internos, sino también por los de las entidades que la rodean. De acuerdo con Vilalta (2003), esto es evidencia de que en México existen *clusters* de crecimiento o "clubes de convergencia". Se puede afirmar entonces que el crecimiento de una entidad depende espacialmente del crecimiento de las entidades contiguas.

Cuadro 6 Resultados de la *I de Moran* 1994-2006

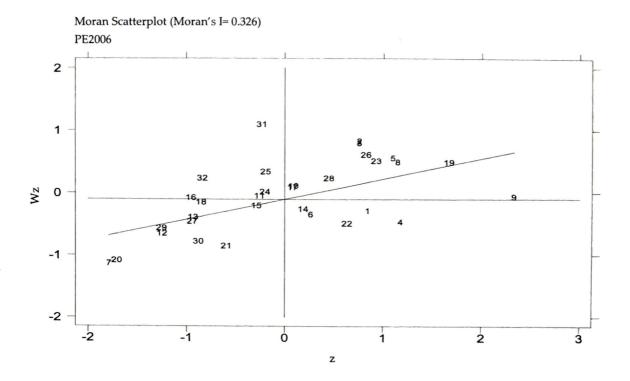
Variables	I	E(I)	sd(I)	Z	p-value*
PIBpc1994	0.278	-0.032	0.112	2.762	0.003
PIBpc1995	0.287	-0.032	0.113	2.835	0.002
PIBpc1996	0.278	-0.032	0.113	2.748	0.003
PIBpc1997	0.274	-0.032	0.113	2.714	0.003
PIBpc1998	0.272	-0.032	0.113	2.701	0.003
PIBpc1999	0.268	-0.032	0.113	2.665	0.004
PIBpc2000	0.28	-0.032	0.113	2.77	0.003
PIBpc2001	0.284	-0.032	0.112	2.808	0.002
PIBpc2002	0.287	-0.032	0.112	2.842	0.002
PIBpc2003	0.295	-0.032	0.113	2.91	0.002
PIBpc2004	0.315	-0.032	0.113	3.082	0.001
PIBpc2005	0.306	-0.032	0.113	3.008	0.001
PIBpc2006	0.307	-0.032	0.112	3.016	0.001

^{*} Prueba de dos colas.

En la Gráfica 2 se muestra el *Scatterplot de Moran* y en el Cuadro 7 se presentan las entidades federativas de México en los cuadrantes. Se puede observar que la mayor concentración se da en los cuadrantes I y III; es decir, existe un predominio de la asociación espacial positiva. El *Scatterplot de Moran* permite establecer una identificación preliminar sobre qué regiones (o grupos de regiones) presentan una dependencia espacial (veáse Gráfica 2). Las entidades federativas que se encuentran en el primer cuadrante tienen un PIB per cápita superior a la media y se encuentran rodeados de un vecindario cuyo valor medio es inferior a la media; las entidades federativas que se encuentran en el tercer cuadrante presentan una situación opuesta.

De las 11 entidades federativas en el primer cuadrante, ocho son del norte del país, mientras que de las 11 entidades en el tercer cuadrante, 10 son del sur del país; las entidades de los cuadrantes II y IV en su mayoría son del centro del país. Los resultados anteriores indican que se forman *clusters* de alto PIB per cápita en el norte del país, en contraposición al *cluster* de bajo producto detectado en el sur.

Gráfica 2 Scatterplot de Moran, para las 32 entidades federativas de México, 2006



Cuadro 7 Entidades en los cuadrantes del *Scatterplot de Moran* para el año 2006

Cuadrante I	Cuadrante II	Cuadrante III	Cuadrante IV
Baja California	Aguascalientes	Chiapas	Guanajuato
Baja California Sur	Campeche	Guerrero	San Luís Potosí
Coahuila	Colima	Hidalgo	Sinaloa
Chihuahua	Jalisco	México	Zacatecas
Distrito Federal	Querétaro	Michoacán	
Durango		Nayarit	
Morelos		Oaxaca	
Nuevo León		Puebla	
Quintana Roo		Tabasco	
Sonora		Tlaxcala	
Tamaulipas		Veracruz	

Fuente: elaboración propia (2012).

7. Conclusiones

De lo presentado a lo largo de este trabajo, es importante hacer notar que tanto con el análisis de corte transversal como con el de panel de datos se llega a las mismas conclusiones, sólo que el segundo proporciona coeficientes significativos. Ambos métodos son adecuados para el efecto, pero cuando se maneja un número reducido de estados o países, como en este caso, es mejor buscar la convergencia condicional con un panel de datos.

A partir de los resultados de la convergencia condicional es posible precisar que, durante todo el periodo 1994-2006 se presenta convergencia en el crecimiento de las entidades federativas de México, que es más fuerte después de 2000. Este resultado indica que existía un proceso de convergencia antes del inicio de la apertura comercial en 1985, pero con la puesta en marcha del TLCAN el proceso se hizo divergente entre las regiones del país. Además, en el marco teórico se propone que existe convergencia condicional bajo el supuesto de que las entidades comparten la misma tecnología, pero se observa que la inversión extranjera directa y las importaciones han aumentado en México desde 1994, aumentos que significan la trasmisión de tecnología proveniente de otros países, especialmente de Estados Unidos. Sin duda, esto contribuye a encontrar convergencia en el periodo estudiado, sin embargo, la estimación de sigma convergencia indica que a partir del año 2000 no ha habido cambios relevantes en la desviación estándar del PIB per cápita.

Estos dos resultados no parecen coincidir: si el primer método está indicando que hay convergencia, ¿cómo es posible que la dispersión en los valores del PIB per cápita no haya tenido una variación considerable? La respuesta a esta pregunta se encuentra en la teoría, según la cual beta convergencia es una condición necesaria pero no suficiente para que exista sigma convergencia. La convergencia beta sugiere que las entidades convergen pero no dice nada sobre la desigualdad entre entidades. Por otro lado, la convergencia sigma sí indica un aumento o disminución de la desigualdad. En suma, se puede afirmar que las entidades convergen a distintos estados estacionarios, por lo que se mantiene la desigualdad entre ellas.

La conclusión central de este trabajo es que, a partir de la aplicación del TLCAN el crecimiento económico de las entidades federativas en México converge pero con distintos estados estacionarios, por lo que se mantiene la desigualdad entre ellas. Además, es a partir del análisis de la convergencia condicional que se observa que la variable educación es la que más influye en el proceso de convergencia de las entidades.

Debido a que se encontró evidencia de que se mantiene la desigualdad en el país, surgió la inquietud de saber cuáles regiones del país tienen un mejor desarrollo, por lo que se empleó el análisis de econometría espacial y se encontró que existe una diferencia entre el crecimiento de las entidades del norte y del sur. Así que, con la aplicación de la metodología de la I de Moran y el *Scatterplot de Moran* para los datos de PIB per cápita del periodo 1994-2000, se identificaron las entidades con mayor avance (o mayor rezago) como resultado de la apertura comercial. Los resultados también sugieren que una alternativa de solución a este problema es invertir más en la educación en las entidades del sur del país, ya que esa variable resultó tener un alto impacto en el proceso de convergencia.

Finalmente, es necesario mencionar que aún queda mucho por investigar en el tema de la convergencia del crecimiento económico de las entidades federativas de la República Mexicana, así como sobre los métodos que se pueden aplicar. Ciertamente, se puede hacer más investigación sobre las variables que están afectando la convergencia entre las entidades del norte y del sur.³¹ Ésa es una tarea que queda pendiente.

Referencias bibliográficas

- Aguayo, E. (2004), "Divergencia regional en México, 1990-2000", Ensayos, vol. 23, núm. 2, pp. 29-42.
- Aroca, P. (2000), Econometría espacial: una herramienta para el análisis de la economía regional, V Encuentro de la Red de Economía Social Panamá, Universidad Católica del Norte.
- Aroca P., M. Bosch y W. Maloney (2005), "Spatial Dimensions of Trade Liberalization and Economic Convergence: Mexico 1985-2002", World Bank Policy Research Working Paper núm. 3744.
- Barro, R. J. y X. Sala-i-Martin (1991), "Convergence Across States and Regions", Brooking Papers on Economic Activity, núm. 1, pp. 107-158.
- (1992), "Convergence", Journal of Political Economy, pp. 223-251.
- _____(1995), Economic Growth, New York, McGraw Hill.
- Bond S., A. Hoffler y J. Temple (2001), GMM Estimation of Empirical Growth Models, University of Oxford.

También se podrían aplicar nuevas técnicas como el método general de momentos o técnicas de la econometría espacial, como la G de Getis.

- Calderón, C. y A. Tykhonenko (2006), "La liberalización económica y la convergencia regional en México", *Revista de Comercio Exterior*, núm. 56, vol. 5, pp. 374-381.
- Carrillo, M. M. (2000), Aspectos microeconómicos introductorios del desarrollo regional y urbano, México, D.F., Instituto Politécnico Nacional.
- _____, (2001), "La teoría neoclásica de la convergencia y la realidad del desarrollo regional en México", *Problemas del Desarrollo*, vol. 32, núm. 127, pp. 107-134.
- Carrillo, M., J. A. Cerón y M. Reyes (2007), *Análisis del crecimiento económico*, México D. F., Instituto Politécnico Nacional.
- Caselli, F., G. Esquivel y F. Lefort (1996), "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross Country Growth Empirics", *Journal of Economic Growth*, vol. 1, núm. 3, pp. 363-389.
- Chávez, E. (2009), "Análisis Demográfico I", Cursos en línea: http://ccp.ucr. ac.cr/cursos/demografía/, (consultado el 20 de Febrero).
- Chiquiar, D. (2004), "Why Mexico's Regional Income Convergente Broke Down", Journal of Development Economics, vol. 77, núm. 1, pp. 257-275.
- De la Fuente, A. (1998), "Convergence Equations and Income Dynamics: the Sources of OECD Convergence, 1970-1995", Discussion Paper núm. 1794, Center for Economic Policy Research.
- _____ (2000), Convergence Between Countries and Regions: Theory and Empirics, EIB Papers/BEI Cahiers, vol. 5, no. 2, pp. 25-46.
- (2000a), Convergence Across Countries and Regions: Theory and Empirics. Working Paper no. 2465, Center for Economic Policy Research.
- (2001), "Estudios sobre la economía española, infraestructura y política regional", Estudios Económicos Españoles, núm. 122.
- Debraj, R. (2002), Economía del desarrollo, Bacerlona, Antoni Bosch.
- Díaz A. (2003), "Apertura comercial y convergencia regional en México", Revista de Comercio exterior, vol. 53, núm. 11, pp. 995-1000.
- Esquivel, G. (1999), "Convergencia regional en México, 1940-1995", El Trimestre Económico, pp. 1-30.
- Esquivel, G. et al. (2000), Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics, Santiago de Chile, Banco Central de Chile.
- Esquivel, G. (2002), New Estimates of Gross State Product in México, 1940-2000, El Colegio de México, (Mimeo).
- Esquivel, G. y M. Messmacher (2002a), Economic Integration and Sub-National Development: The Mexican Experience with NAFTA, Washington, DC, The World Bank (Mimeo).

- _____ (2002b), Sources of Regional (non) Convergence in Mexico, Washington, DC, The World Bank.
- Larraín, F. y J. Sachs (2004), *Macroeconomía en la economía global*, Buenos Aires, Pearson Education.
- Lomelí, H. y B. Rumbos (2003), Métodos dinámicos en economía. Otra búsqueda del tiempo perdido, México, D.F, Thomson.
- Madariaga, N., S. Montout y P. Ollivaud (2005), Regional Convergence and Agglomeration in Argentina: a Spatial Panel Data Approach, Université Paris.
- Mankiw, N. (2004), Macroeconomía, Barcelona, Antoni Bosch.
- Mankiw, G., D. Romer y D. Weil (1990), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", National Bureau of Economic Research.
- Mayer, D., H. Mora y R. Cermeño (1999), "Salud y crecimiento: un estudio para bases de datos de Brasil, Colombia, México y Latinoamérica", documento de trabajo, Centro de Investigación y Docencia Económicas.
- Mayorga M. y E. Muñoz (2000), La técnica de datos de panel, una guía para su uso e interpretación, Banco Central de Costa Rica, Departamento de Investigaciones Económicas.
- Messmacher, M. (2000), Desigualdad regional en México. El efecto del TLCAN y otras reformas estructurales, Banco de México, documento de investigación núm. 2000-4. pp. 1-25.
- Mittelman, J. (2006), El síndrome de la globalización. Transformación y resistencia, Madrid, Siglo Veintiuno.
- Montero, R. (2007), Efectos fijos o variables: test de especificación, Universidad de Granada.
- Moreno, R. y E. Vayá (2000), *Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: la econometría espacial*, Universidad de Barcelona.
- Murayama, C. (2007), Desigualdad y convergencia interregional en México en la era de la apertura económica, 1980-2000, Universidad Nacional Autónoma de México, México, IX Reunión de Economía Mundial.
- Parkin, M., G. Esquivel y M. Muñoz (2006), Macroeconomía, versión para Latinoamérica, España, Pearson.
- Romer, D. (2006), Macroeconomía avanzada, España, McGraw Hill.
- Sala-i-Martin, X. (2000), Apuntes de crecimiento económico, Barcelona, Antoni Boch.
- Sánchez, J. y A. Rodríguez (2002), "The Impact of Trade Liberalization on Regional Disparities in Mexico", Growth and Change, vol. 33, núm. 1, 72-90.
- Swan, T. (1956), "Economic Growth and Capital Accumulation", The Economic Record, pp. 334-361.

- Solow, R. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quartely Journal of Economics*, vol. 70, núm. 1, pp. 65-94.
- Vilalta, C. (2003), "Una aplicación del análisis espacial al estudio de las diferencias regionales del ingreso en México", *Economía, Sociedad y Territorio*, vol. 4, núm. 4, México, El Colegio Mexiquense, pp.317-340.
- _____ (2005), "Cómo enseñar autocorrelación espacial", Economía, Sociedad y Territorio, vol. 5, núm. 18, pp. 323-333.
- Wooldridge, J. (2001), Introducción a la econometría, Thomson Learning.

 (2002), Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, The MIT

 Press.
- Yudong, Y. y M. Weeks (2000), Provincial Income Convergence in China, 1953-1997: A Panel Data Approach, Cambridge Working Papers in Economics.