

## **ARTÍCULOS**



## **Clubs de convergencia regional en México: un análisis a través de un modelo no lineal de un solo factor**

Domingo Rodríguez Benavides \*, Francisco López Herrera \*\*,  
Miguel Ángel Mendoza González \*\*\*

**RESUMEN:** Este trabajo investiga la hipótesis de convergencia en el PIB per cápita de los Estados de la República Mexicana para el periodo 1970-2012, a través de un modelo no lineal con coeficientes variantes de un solo factor en el tiempo propuesto por Phillips y Sul (2007). Este enfoque tiene la virtud de ser extremadamente flexible para modelar un gran número de sendas de transición a la convergencia, además de que no requiere ningún tipo de supuesto sobre la no estacionariedad de las series del panel. Encontramos la evidencia de convergencia relativa entre los estados de seis grupos o clubs de convergencia y si se excluyen los estados considerados como petroleros, los resultados son prácticamente los mismos.

**Clasificación JEL:** O40; O47; C32; C33.

**Palabras clave:** crecimiento económico; convergencia regional; modelos no lineales.

### **Regional convergence clubs in Mexico: an analysis through a non-linear model of a single factor**

**ABSTRACT:** This work shows the results of our research on the convergence hypothesis among the GDP of the Mexican states from 1970 to 2012 through the one factor non-linear model with time-varying coefficients as propounded by Phillips and Sul (2007). This highly flexible approach is fitted to model a number of transition paths to convergence, no requiring any special assumption about the non stationary of the panel series under analysis. We found evidence of relative conver-

---

Los autores agradecemos los comentarios y las sugerencias de dos árbitros anónimos.

\* Departamento de Sistemas, UAM-Azcapotzalco, e-mail: [dorobe@correo.azc.uam.mx](mailto:dorobe@correo.azc.uam.mx).

\*\* División de Investigación de la Facultad de Contaduría y Administración, UNAM, e-mail: [francisco\\_lopez\\_herrera@yahoo.com.mx](mailto:francisco_lopez_herrera@yahoo.com.mx).

\*\*\* División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía, UNAM, e-mail: [mendoza@unam.mx](mailto:mendoza@unam.mx). Este autor agradece el financiamiento que recibió del proyecto PAPIIT IN304214 «Las ciudades creativas y su potencial para el desarrollo de las zonas metropolitanas en México» de DGAPA-UNAM.

*Recibido: 22 de octubre de 2014 / Aceptado: 13 de enero de 2016.*

gence with state among six groups or convergence clubs and if the oil producer's states are excluded of the sample, the results hold independently.

**JEL Classification:** O40; O47; C32: C33.

**Keywords:** economic growth; regional convergence; non-linear models.

## 1. Introducción

En la literatura especializada sobre el análisis de los clubs de convergencia existen dos estrategias metodológicas claramente diferenciadas. La primera surge de los planteamientos de Quah (1993 y 1997), donde la hipótesis de clubs de convergencia se prueba con base al análisis de la dinámica de la distribución de los ingresos, utilizando para ello una combinación de métodos no paramétricos tipo las funciones de densidad kernel estocásticos y cadenas de Markov. Con las funciones de densidad kernel estocásticos se muestra visualmente si en el tiempo se puede identificar la transición de una función de densidad con una moda hacia otra con dos o más modas, así como el comportamiento contrario donde de los clubs de convergencia pueden colapsar hacia una distribución unimodal. Mientras que con las cadenas de Markov se identifican con diferentes estratos de ingreso, si existen la conformación de concentraciones en uno o más estratos que se puedan identificar como clubs de convergencia y si existen en el tiempo transiciones entre los clústeres de ingreso (Aroca *et al.*, 2005; Borrayo y Castañeda, 2011).

La segunda estrategia metodológica para el análisis de clubs de convergencia se deriva de los modelos paramétricos de convergencia beta y aparece cuando los supuestos de heterogeneidad son incluidos en el análisis. Así, con los modelos de convergencia absoluta se supone la existencia de un solo equilibrio de largo plazo y por tanto la conformación de un solo club de convergencia (Galor, 1996). Mientras cuando se incorporan la diferenciación o la heterogeneidad de las economías individuales y posteriormente se establece si tienden a uno o más equilibrios comunes en el análisis, entonces se conforman diferentes clubs de convergencia (Azariadis y Drazen, 1990; Galor, 1996). Con las teorías del crecimiento se puede mostrar que las economías que son similares en sus características estructurales (por ejemplo, la tecnología, las preferencias, las políticas gubernamentales, etc.) pueden converger a diferentes equilibrios de estado estacionario si muestran diferencias en cuanto a las condiciones iniciales. Por tanto, solo se puede concebir una senda de crecimiento equilibrado común para grupos de economías similares, si sus condiciones iniciales están en la zona de atracción del mismo estado estacionario de equilibrio. Con este marco analítico, la conformación de dos o más equilibrios estacionarios de largo plazo implica la conformación de la misma cantidad de clubes de convergencia.

Dentro de los estudios de la segunda estrategia metodológica, para identificar y probar la hipótesis de clubes de convergencia, existen, por un lado, los enfoques que agrupan economías *a priori* sin utilizar alguna metodología específica, lo cual limita los resultados debido a que hasta cierto punto son predeterminados (Bartkowska y

Ried, 2012). Y, por el otro, se encuentra las metodologías que utilizan las herramientas econométricas adecuadas para identificar y probar los clubes de convergencia, donde se especifica las condiciones o variables responsables de la formación del club y, en un segundo lugar, se localiza el nivel(es) de umbral aleatoriamente (Phillips y Sul, 2007). En fechas recientes, una creciente literatura ha surgido en relación con la identificación de clubes de convergencia a través de agrupamientos endógenos, es decir, por factores no especificados que son responsables del surgimiento de múltiples estados estacionarios (por ejemplo, Bernard y Durlauf, 1995; Hobijn y Franses, 2000; Phillips y Sul, 2007). Además de la ventaja de superar el inconveniente mencionado anteriormente, estos métodos se centran en la distribución por corte transversal de los ingresos ( $\sigma$ -convergencia) en lugar de  $\beta$ -convergencia. Esto es crucial debido a que este último concepto se basa en la dimensión *within* de una economía y por tanto no pueden revelar si las economías de hecho convergen una hacia la otra (Islam, 2003 y Quah, 1993). De hecho, existe un consenso básico de que la distribución del ingreso per cápita entre las economías exhibe patrones de agrupamiento en lugar de una ruta de crecimiento común. Curiosamente, este fenómeno no se aplica exclusivamente a muestras heterogéneas tales como economías a través de diferentes continentes, pero también se ha observado en los mercados relativamente integrados, tales como los de Europa Occidental (Corrado *et al.*, 2005).

Sin embargo, a pesar de que los métodos de agrupamiento endógeno pueden identificar clubes de convergencia, no se puede confirmar si se atribuyen a los factores estructurales que menciona la teoría y que son los que generan los clubes de convergencia (Phillips y Sul, 2007). En particular, no es posible evaluar qué factores conducen a la multiplicidad de equilibrios de estado estacionario. En el caso de suponer que las características estructurales son las únicas responsables del grupo resultante, los patrones encontrados pueden interpretarse erróneamente como clubes de convergencia, si se utiliza como referencia el concepto de convergencia condicional. De acuerdo con ello, las economías con características estructurales idénticas convergerán independientemente de sus condiciones iniciales (Solow, 1956). Por lo anterior, Bartkowska y Riedl (2012) sostienen que es difícil distinguir empíricamente club de convergencia del proceso de convergencia condicional.

En la mayoría de los estudios sobre el análisis de convergencia regional de México (Juan-Ramón y Rivera-Batiz, 1996; G. Esquivel, 1999; M. Carrillo, 2001; Rodríguez-Oreggia, 2002 y M. A. Mendoza., 2012), se ha encontrado que el crecimiento del PIB por habitante de largo plazo se caracteriza por un proceso de convergencia sigma de los cuarenta o setenta hasta mediados de los ochenta y de divergencia débil de 1985 en adelante, que en términos gráficos dibuja una curva en forma de U. Esta evidencia se ha complementado con base al análisis de convergencia beta aplicando modelos lineales a submuestras del periodo considerando como puntos de inflexión 1985 y 1994, con el objetivo de identificar si el GATT y/o el TLCAN son parte de la explicación de los procesos de divergencia regional en México (Rodríguez y Sánchez, 2002; Esquivel y Messmacher, 2002; A. Diaz-Bautista, 2003; Aguayo Téllez, 2004; Rodríguez-Orregia, 2005; Chiquiar, 2005, y González Rivas. 2007). También, la discusión se ha enfocado en probar si el crecimiento

regional sigue un proceso de convergencia absoluta y/o condicional, considerando como referencia a la economía nacional o una economía líder regional (Díaz, Sánchez y Mendoza, 2009). Las conclusiones más importantes son que tomando en cuenta el año inicial como 1970, el crecimiento económico regional se caracteriza por un proceso de convergencia condicional de 1970-2012, convergencia absoluta y condicional de 1970-1985 y un proceso de divergencia condicional débil de 1985-2012. La estrategia analítica de la mayoría de estos estudios consistió en demostrar que el proceso de convergencia regional termina en 1985 y se modifica hacia uno de divergencia, que implica un rompimiento estructural que puede ser explicado por un cambio de régimen económico determinado por las nuevas reglas impuestas por GATT y/o el TLCAN.

Sin embargo, el enfoque metodológico y/o de modelación que se utilizó consistió en analizar de manera separada el cambio de régimen económico y su efecto sobre los procesos de convergencia y/o divergencia. En cambio, este trabajo tiene como objetivo analizar la hipótesis de convergencia regional en México a través de un modelo no lineal de un solo factor, el cual permite probar si la totalidad de las regiones, o bien grupos de ellas (clubes) convergen en un determinado periodo. Teniendo en cuenta lo anterior, el método que empleamos para probar convergencia en los estados de la República Mexicana, en el periodo 1970-2012, recientemente propuesto por Phillips y Sul (2007), modela la estructura del panel como una relación no lineal en la que se permite que los coeficientes varíen a través del tiempo y también muestran que las propiedades asintóticas de convergencia de este modelo están bien definidas. De esta manera la prueba se basa en un proceso de regresión, en conjunción con el desarrollo de un procedimiento de agrupamiento. Este enfoque tiene la ventaja de no depender de las hipótesis de estacionariedad y es integral porque cubre una amplia variedad de posibles vías de transición hacia la convergencia, incluyendo la posibilidad de convergencia por subgrupos. Con esta prueba, la velocidad del parámetro de convergencia también puede estimarse, lo cual permite distinguir empíricamente entre convergencia relativa y de nivel. Además, la prueba se aplica secuencialmente para la totalidad de las unidades de la muestra y para las restantes, una vez que se ha identificado algún club de convergencia, y este procedimiento de agrupamiento se repite nuevamente hasta descartar la presencia de algunos otros clubes, lo que refuerza la coherencia metodológica sobre la que está construido.

Las siguientes partes del trabajo se organizan como sigue. En la sección 2 se revisa la literatura empírica sobre la hipótesis de convergencia en México. La tercera sección contiene una breve descripción de la metodología econométrica empleada. En la cuarta sección se analizan los resultados de aplicar la metodología econométrica a las series del PIB por habitante de las entidades federativas de República Mexicana para el periodo de 1970-2012. Las conclusiones se presentan en la sección 5 y al final la bibliografía.

## 2. Breve revisión de la Literatura Empírica

Los principales estudios que han probado convergencia regional en México (Juan Ramón y Rivera y Batiz, 1996; Esquivel, 1999; Cermeño, 2001; Carrillo, 2001; Díaz-Bautista, 2003; Mendoza, 2004; Díaz, Sánchez y Mendoza, 2009;) coinciden en dividir en dos grandes periodos, tomando como punto de inflexión el año de 1985, con la finalidad de averiguar si a partir del proceso de liberalización comercial se ha presentado o no un proceso de convergencia en comparación con el periodo previo, en el cual la economía mexicana se mantenía prácticamente cerrada. Con tal fin, estos trabajos emplean el logaritmo natural del PIB por habitante de las 32 entidades federativas a través de la construcción del indicador de convergencia sigma y la desviación estándar del logaritmo del PIB por habitante.

En tanto que la mayoría de los estudios efectuados con el enfoque de convergencia tipo beta aplicados a la economía regional de México se han llevado a cabo tomando como economía líder al promedio nacional. Este tipo de análisis se puede clasificar en dos grupos de acuerdo con sus resultados. El primer grupo de resultados tiene que ver con la hipótesis de convergencia absoluta, la cual sostiene que las economías más pobres tienden a crecer a tasas mayores que las experimentadas por las economías ricas, de tal modo que en el largo plazo tienden al mismo estado estacionario. Mientras que en el segundo grupo se ubican quienes encuentran evidencia a favor de la hipótesis de convergencia condicional, cuyo principal postulado es que cada economía tendría un propio estado estacionario, siendo más bajo el de la economía con la menor tasa de ahorro (la economía pobre). No obstante, en ambos grupos el periodo de análisis es importante para la inferencia de los resultados. Por ejemplo, Esquivel (1999) y Mendoza (2004) encuentran evidencia que tiende a soportar ambas hipótesis si el periodo analizado empieza en 1940. Mientras que si el periodo de estudio comienza en 1970 no se encuentra evidencia que tienda a soportar la hipótesis de convergencia absoluta pero sí a favor de la hipótesis de convergencia condicional.

Cermeño (2001) a través de un modelo panel con restricciones en los parámetros modela la tasa de crecimiento del PIB por habitante de las 32 entidades con el fin de analizar el proceso de convergencia condicional en el periodo 1970-2000. Sus resultados muestran evidencia de convergencia condicional con tasas de convergencia de 4,32, 5,33 y 4,16% para diferentes muestras de entidades federativas: 1) para el total de entidades, 2) excluyendo a Campeche y Tabasco; y 3) sin Chiapas, respectivamente.

Mendoza (2004) emplea cuatro modelos de panel con la finalidad de probar convergencia condicional para el periodo 1970-2002. Sus resultados muestran que la especificación más congruente es el modelo de efectos aleatorios en virtud de que sus parámetros son más estables, y muestran evidencia de convergencia condicional en las dos muestras consideradas, con todas las entidades y con Campeche y Tabasco, con tasas de convergencia de 2,6 y 2,5%, respectivamente.

Díaz, Sánchez y Mendoza (2009) efectúan pruebas de raíces unitarias y de cointegración en panel para probar la hipótesis de convergencia hacia la economía líder,

el PIB per cápita del Distrito Federal, en el periodo 1970-2004. Ellos encuentran a través de la estimación de la versión irrestricta de la prueba, en la que no se establecen restricciones *a priori* sobre los parámetros, evidencia a favor de la convergencia condicional y sus estimaciones de la velocidad de convergencia individual indican que las regiones más ricas convergen más rápidamente que las pobres. Díaz, Sánchez y Mendoza (2009) sostienen que la hipótesis de convergencia sigma se cumple para el periodo 1970-1985, mientras que prevalece un proceso de divergencia regional para las entidades federativas de la República Mexicana en el periodo 1985-2004.

Cermeño, Mayer y Martínez (2009) analizan la dinámica del valor agregado manufacturero per cápita como *proxy* del ingreso per cápita de los municipios de México y condados de los Estados Unidos a través de panel dinámico sin regresores exógenos en el cual consideran el problema del sesgo. Sus resultados muestran que la dinámica del valor agregado per cápita de los condados de Estados Unidos presenta convergencia condicional y poca dispersión de sus estados estacionarios. Por el contrario, en el caso de México, Cermeño *et al.* (2009) encuentran una dinámica congruente con crecimiento estratificado.

Carrion-i-Silvestre y Germán-Soto (2007 y 2009) emplean diversas técnicas de series de tiempo y de modelos panel en variables de la producción per cápita para analizar el proceso estocástico de la convergencia regional mexicana a nivel de entidades federativas. Los resultados de sus pruebas demuestran que con el tiempo la convergencia económica ha cambiado con efectos variados, aunque los cambios tendieron hacia la convergencia en la mayoría de los casos. Los autores concluyen que tal proceso no puede entenderse si no se considera el cambio estructural de los años ochenta.

De los estudios que tienen una mención específica sobre los clubs de convergencia en México destaca el de Aroca, Bosh y Maloney (2005), que con base a técnicas no-paramétricas y paramétricas (funciones de densidad kernel estocástico, matrices de transición de Markov, análisis de dependencia espacial global y local, con coeficientes de correlación de Moran y LISA) encuentran que el proceso de divergencia del periodo 1985-2002 se ha caracterizado por la formación de clúster (grupos) que se identifican con regiones geográficas tradicionales. Si en el análisis se incorpora la dependencia espacial, entonces es claro la conformación de entidades en el sur, el grupo en el norte son entidades fronterizas y en el centro la identificación del grupo es parcial. En Sastré y Rey (2008), con base a la metodología de descomposición espacial del índice de desigualdad de Theil, el perfil temporal de la desigualdad interregional y el análisis de polarización espacial derivado del índice de Theil, analizan diferentes propuestas de regiones establecidas por otros y concluyen que la dispersión del ingreso entre los estados se acompaña por un aumento en la heterogeneidad regional, sugiriendo que el aumento en la desigualdad es por una profundización de la polarización regional. En el estudio de Asuad y Quintana (2010) se establece que los clubs de convergencia pueden existir aun en procesos de reducción de disparidades, debido a que pueden ser compatibles con la polarización regional. Con técnicas de *boxmap* comparan la distribución del PIB por habitante de 1970 y 2008, y sus

resultados muestran que el número de estados de ingresos altos siguen siendo los mismos, mientras que los estados fronterizos con Estados Unidos se han fortalecido. Uno de los objetivos del trabajo de Ruiz-Ochoa (2010) fue medir los procesos de convergencia individuales y con sus resultados clasifica a las entidades por dinámicas divergentes del norte y centro del país, y los estados que han contribuido a la lentitud de la convergencia, relacionados principalmente con las economías más pobres. Por otro lado, en Brida *et al.* (2013) se analizan las dinámicas de los niveles y crecimientos del PIB por habitante de las entidades federativas de México durante el periodo 1970-2006. De acuerdo a la metodología de «régimen» se representan los desempeños de cada economía, con lo cual se identifican dos conglomerados: uno de alto y otro de bajo desempeño, además de otros grupos transitorios. El clúster de alto desempeño se expande mientras que el de bajo desempeño disminuye; a la vez, se muestra que las entidades federativas que pertenecen al primer conglomerado tienen desempeños cada vez más similares.

### 3. Metodología Econométrica y Datos

#### 3.1. La prueba log *t* para probar convergencia

El supuesto sobre la homogeneidad de las regiones es uno de los problemas que se ha criticado de manera recurrente en la investigación empírica, una de las soluciones ha sido el uso de datos de panel que supone conducta heterogénea de los agentes económicos en corte transversal y a lo largo del tiempo, esto ha propiciado a que se construyan modelos más realistas para capturar la conducta teórica de los agentes heterogéneos. El supuesto de una estructura de factores comunes y efectos individuales regionales se encuentra entre las estrategias de modelado más populares. Un ejemplo sencillo es el modelo con un solo factor:

$$X_{it} = \delta_i \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

donde  $\delta_i$  mide la distancia individual entre algún factor común  $\mu_t$  y la parte sistemática de  $X_{it}$ . A menudo un panel de datos para  $X_{it}$  se descompone como:

$$X_{it} = g_{it} + a_{it} \quad (2)$$

donde en  $g_{it}$  se incorporan los componentes sistemáticos, incluyendo aquellos componentes comunes permanentes que dan origen a la dependencia de corte transversal (sección cruzada), y  $a_{it}$  representa los componentes transitorios. Es decir, la especificación anterior puede contener tanto componentes comunes como componentes característicos individuales, para separarlos se puede transformar (2) en:

$$X_{it} = \left( \frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_t} \right) \mu_t = \delta_{it} \mu_t, \text{ para todo } i \text{ y } t, \quad (3)$$

representación en forma de un modelo factorial variante en el tiempo en el cual  $\mu_t$  es un componente común singular, por su parte  $\delta_{it}$  absorbe el término de error y re-

presenta también un elemento característico individual variante en el tiempo. Por ejemplo, si  $\mu_t$  representa un componente de tendencia común en el panel, entonces  $\delta_{it}$  mide la participación relativa en  $\mu_t$  que tiene el individuo  $i$  en el tiempo  $t$ . Así,  $\delta_{it}$  es una forma de distancia económica individual entre el componente de la tendencia común  $\mu_t$  y  $X_{it}$ .

Como puede verse, la ecuación (3) es un modelo de factores variantes en el tiempo en el que se supone implícitamente que  $\mu_t$  tiene una tendencia determinista o estocástica que domina al componente transitorio  $a_{it}$  cuando  $t \rightarrow \infty$ . Un rasgo distintivo de este tipo de representaciones es que el uso de tendencias estocásticas comunes permite acomodar en forma conveniente el movimiento conjunto de largo plazo sin tener que insistir en la existencia de cointegración. Además, este enfoque permite modelar los efectos transitorios. En lo particular, las cargas factoriales de las características individuales proporcionan un mecanismo para tomar en cuenta la heterogeneidad de la conducta individual y la posibilidad de un periodo de transición en una senda que está gobernada en última instancia por alguna tendencia estocástica común de largo plazo. Si dos variables tienen tendencia estocástica y se piensa que ambas están en equilibrio de largo plazo, se supone que dichas series están cointegradas, sometiendo a prueba empírica dicha hipótesis. Las pruebas de cointegración para series de tiempo se basan en amplios periodos de tiempo, sin embargo, en el caso de los datos ordenados en paneles, por lo general no es posible contar con esa cantidad de datos, haciendo no factibles las pruebas convencionales de cointegración por la baja potencia para detectar el movimiento conjunto asintótico.

Phillips y Sul (2007) sostienen que para analizar el movimiento conjunto y la convergencia en el contexto de heterogeneidad individual, y analizar la evolución de la heterogeneidad en el tiempo y entre los grupos se requiere otro tipo de métodos econométricos. Partiendo del hecho de que las hipótesis de cointegración y convergencia están relacionadas pero tienen características diferentes, y que la falta de apoyo empírico sobre la cointegración entre dos series  $X_{it}$  y  $X_{jt}$  no implica necesariamente la ausencia de movimiento conjunto o convergencia entre ellas, esos autores proponen una definición simple pero intuitiva de equilibrio de largo plazo o convergencia en términos relativos, esa forma «relativa» se define como una razón entre las series en lugar de su diferencia o combinaciones lineales. De esa forma, afirman, existe un equilibrio relativo de largo plazo entre las  $X_{it}$  si

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{X_{it+k}}{X_{jt+k}} = 1, \text{ para toda } i \text{ y } j. \quad (4)$$

Condición que en el contexto del modelo factorial presentado en (3) es equivalente a la convergencia de los coeficientes de la carga factorial

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \delta_{it} = \delta. \quad (5)$$

Si  $X_{it}$  y  $X_{jt}$  están cointegradas, (4) converge típicamente a una constante o a una variable aleatoria, el primer caso ocurre cuando las series tienen una tendencia determinista.

Según Phillips y Sul (2007), la prueba estadística para probar la posibilidad de convergencia requiere que se tomen en cuenta la posibilidad de que exista convergencia local entre subgrupos locales. Para tales efectos, suponen ellos que los coeficientes de la carga factorial siguen el proceso

$$\delta_{it} = \delta_i + \sigma_{it}\xi_{it}, \quad \sigma_{it} = \frac{\sigma_i}{L(t)t^\alpha}, \quad t \geq 1, \quad \sigma_i > 0, \quad \text{para todo } i, \quad (6)$$

el cual satisface condiciones que esos autores proponen como supuestos en el trabajo de referencia.

Bajo los supuestos de Phillips y Sul (2007), la prueba de hipótesis de convergencia se define como:

$$H_0: \delta_i = \delta \text{ y } \alpha \geq 0, \\ H_a: \delta_i \neq \delta \text{ para toda } i \text{ o } \alpha < 0$$

donde la hipótesis nula implica que existe convergencia. El procedimiento que proponen para probar dicha hipótesis es construir primero la razón de varianzas de corte transversal (*cross section*)  $H_t/H_t$ , donde

$$H_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2, \quad h_{it} = \frac{X_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N X_{it}}. \quad (7)$$

Después se estima por mínimos cuadrados la regresión

$$\log(H_t/H_t) - 2 \log L(t) = \hat{c} + \hat{b} \log t + u \quad (8) \\ \text{para } t = rT, rT + 1, K, T \quad r \in (0, 1)$$

$L(t)$  es una función que varía lentamente, Phillips y Sul (2007) utilizan  $L(t) = \log(t + 1)$  y recomiendan  $r = 0,3$  pues demuestran con base en sus experimentos de Monte Carlo, que es una decisión razonablemente buena en función del tamaño y potencia de la prueba para muestras por abajo de  $T = 50$ . Los errores estándar de los coeficientes estimados se calculan por medio de un estimador congruente con la presencia de heteroscedasticidad y autocorrelación en la varianza de largo plazo de los residuos de la regresión. El estadístico robusto que se obtiene para el coeficiente  $\hat{b} = 2\hat{\alpha}$  permite probar la hipótesis nula mediante una prueba  $t$  de una cola, por ejemplo, de acuerdo con Phillips y Sul, la hipótesis nula que indica convergencia se puede rechazar al 5% de significancia si  $t_{\hat{b}} < -1,65$ .

Un aspecto interesante del marco analítico proporcionado por Phillips y Sul (2007) es que el rechazo de la hipótesis nula de convergencia en el panel completo, no implica evidencia en contra de la convergencia en el nivel de subgrupos dentro del panel. Es decir, en caso de que no se encuentre evidencia de convergencia en el panel completo, se puede proceder a analizar la posible existencia de subgrupos convergentes en torno a distintos puntos de equilibrio o a estados estables de trayectorias de crecimiento, así como casos de agrupamientos o clubs de convergencia entre algunos

miembros del panel (agrupados en torno a equilibrios locales) y de divergencia entre otros. Para identificar los clústeres y su membresía, Phillips y Sul proponen también un algoritmo en el cual se inicia el proceso suponiendo que hay un «subgrupo central»  $G_k$  que es conocido y que cuenta cuando menos con  $k$  miembros convergentes. Sugieren que se ordenen inicialmente todos los miembros del panel de acuerdo con el valor de la observación final en la serie de tiempo (alternativamente, de acuerdo con algún promedio de las observaciones finales); después se pueden formar grupos de tamaño  $k$  basándose en las  $k$  observaciones del periodo final que resulten más altas. Para cada uno de estos grupos se lleva a cabo nuevamente la prueba de convergencia, denotando con  $t_k$  el estadístico de la prueba en la regresión en que se utilizan los datos de  $G_k$ ,  $N > k \geq 2$ , y se escoge el tamaño  $k^*$  del grupo central de acuerdo con el criterio:

$$k^* = \arg \max_k \{t_k\} \text{ sujeto a } \{t_k\} > -1,65. \quad (9)$$

Si la restricción en (9) no se cumple para  $k = 2$ , entonces la región en  $G_k$  con el valor más alto de la observación del periodo final se retira de todos los grupos, formando nuevos grupos  $G_{2j} = \{2, \dots, j\}$  para  $2 \leq j \leq N$  y repitiendo el procedimiento anterior secuencialmente. En caso de que no se cumpla la restricción antes mencionada se concluye que en el panel no hay grupos de convergencia, en caso contrario se tiene un grupo central de convergencia y se procede a evaluar si se pueden agregar nuevos miembros a él. Este proceso considera los candidatos uno por uno mediante la regresión (8) probando si hay convergencia con base en  $\hat{t} > c$ , donde  $c$  algún valor crítico seleccionado para llevar a cabo la prueba. Con el grupo finalmente formado se efectúa nuevamente la estimación de la regresión y se prueba nuevamente si se cumple  $t_b > -1,65$ , en caso contrario se eleva el valor de  $c$  repitiendo el proceso de selección para la membresía hasta satisfacer la condición  $t_b > -1,65$ . Después se forma otro grupo con las regiones con  $\hat{t} < c$  y se repite el mismo proceso para probar si hay convergencia entre ellos o existe un grupo más pequeño. El proceso se aplica secuencialmente, deteniéndolo cuando no es posible encontrar  $k$  que satisfaga (9) y se concluye entonces que los individuos que quedan sin clasificar no convergen.

## 4. Resultados

En esta parte se presentan los resultados aplicados a las series del PIB por habitante para el conjunto de entidades federativas de México en el periodo de 1970-2012. Las series del PIB y de la población por entidad federativa se obtuvieron de , M. A. Mendoza (2014), que compila con métodos de interpolación estructural-espacial las series del PIB a precios de 2003 compatible con la estructura de los censos económicos, las cuentas nacionales y de los indicadores de coyuntura regional, y de la población con los censos de población del INEGI. El Cuadro 1 presenta los resultados de la prueba log  $t$  de convergencia aplicada al

PIB *per cápita* de los estados de la República Mexicana excluyendo a los estados petroleros (Campeche y Tabasco). Como se puede apreciar en el Cuadro 1, la segunda columna muestra el valor del  $\widehat{b}$  estimado para cada uno de los subgrupos o clubs identificados, mientras que la tercera columna reporta el correspondiente estadístico  $t$  en el cual se basa la prueba  $\log t$  de convergencia. Como primer paso, se prueba convergencia en todos los estados considerados en la muestra, si esta posibilidad se rechaza se continúa con un procedimiento secuencial que permite identificar clubes o grupos de convergencia, a través del algoritmo de agrupamiento del club.

**Cuadro 1.** Clubs de Convergencia en México (1970-2012)  
Se excluyen los estados petroleros

Prueba de Convergencia total			Clasificación de clubs de convergencia	$\widehat{b}$	estad - $t$
Club	$\widehat{b}$	estad - $t$			
1	0,373	(0,248)	Aguascalientes, Zacatecas	-1,105	(-87.684)
2	1,743	(0,723)	Chihuahua, Distrito Federal	-1,080	(-205.867)
3	0,057	(0,326)	Querétaro, San Luis Potosí	-0,987	(-128.131)
4	0,252	(4,272)	Coahuila, Durango, Guanajuato, Hidalgo, Michoacán, Nuevo León, Oaxaca, Puebla, Yucatán	-0,586	(-26.486)
5	1,065	(7,531)	Colima, Jalisco, Morelos, Sinaloa, Sonora, Tamaulipas, Tlaxcala, Veracruz	0,105	(1.438)
6	—	—	Baja California Norte, Baja California Sur, Chiapas, Guerrero, México, Nayarit, Quintana Roo		

Fuente: elaboración propia.

Los resultados de la prueba  $\log t$  para el primer club identificado son de 0,373 y con un valor de su estadístico  $t$  de 0,248, por lo que en este caso no es posible rechazar la hipótesis nula de convergencia, y de esta manera los miembros del primer club identificado son Aguascalientes y Zacatecas. Los valores de las columnas 5 y 6 del Cuadro 1 reportan el resultado de la prueba de convergencia  $\log t$  aplicada al resto de los 28 estados de la muestra, como se puede apreciar el resto de los estados no convergen en un solo grupo, por lo que el procedimiento secuencial del algoritmo de agrupamiento se repite con la finalidad de identificar otro subgrupo que converja dentro de las unidades restantes. Resultado de este procedimiento secuencial, la columna 4 del Cuadro 1 muestra los distintos clubs de convergencia identificados de acuerdo con este método. Es necesario destacar que para cada club resultante no se descartó la hipótesis nula de convergencia. Sin embargo, a decir del valor del parámetro  $\widehat{b}$  estimado, la convergencia encontrada en cada uno de los seis clubs

identificados con este procedimiento es relativa, ya que el valor de este parámetro se encuentra entre 0 y 2 en todos los casos, Fritsche y Kuzmin (2011).

Con el objetivo de verificar la conformación anterior de clubes de convergencia con los estados de la República Mexicana, repetimos el procedimiento anteriormente descrito a la totalidad de los 32 estados, los resultados se presentan en el Cuadro 2.

Cómo se puede ver en el Cuadro 2, los únicos cambios registrados en los clubes de convergencia se presentan en los clubes 5 y 6, en virtud de que ahora en el 5 aparecen los estados petroleros incorporados: Campeche y Tabasco, además del movimiento del estado de Guerrero deja el club 6 y aparece ahora en el 5. Otra característica notable de los resultados del procedimiento con la totalidad de los estados de la República Mexicana es el hecho que los estadísticos  $t$  de la prueba  $\log t$  aplicados a los estados restantes después de la identificación de cada club son considerablemente más reducidos que los de las pruebas aplicadas a los datos excluyendo los estados petroleros.

Los clubes identificados con la información del PIB per cápita a partir del procedimiento de Phillips y Sul (2007) no son comparables con los resultados encontrados por Brida *et al.* (2013). Por ejemplo, dentro del grupo denominado por Brida *et al.* (2013) como de alto desempeño se ubican entidades como Nuevo León y Quintana Roo, mientras que el procedimiento empleado en este trabajo los agrupa en dos clubs distintos, el primero de ellos es agrupado en el club 4, junto con otras entidades con niveles de PIB per cápita muy distintos, como son Hidalgo, Puebla y Oaxaca. De esta

**Cuadro 2.** Clubs de Convergencia en México (1970-2012)  
Se incluyen los estados petroleros

Prueba de Convergencia total			Clasificación de clubs de convergencia	$\hat{b}$	estad - $t$
Club	$\hat{b}$	estad - $t$	Miembros del Club		
1	0,373	(0,248)	Aguascalientes, Zacatecas	-1,110	(-75.533)
2	1,743	(0,723)	Chihuahua, Distrito Federal	-1,061	(-41.075)
3	0,057	(0,326)	Querétaro, San Luis Potosí	-0,939	(-30.284)
4	0,252	(4,272)	Coahuila, Durango, Guanajuato, Hidalgo, Michoacán, Nuevo León, Oaxaca, Puebla, Yucatán	-0,376	(-8.181)
5	0,349	(1,674)	Campeche, Colima, Guerrero, Jalisco, Morelos, Sinaloa, Sonora, Tabasco, Tamaulipas, Tlaxcala, Veracruz	0,368	(3.897)
6	—	—	Baja California Norte, Baja California Sur, Chiapas, Guerrero, México, Nayarit, Quintana Roo		

Fuente: Elaboración propia.

manera el método empleado en este trabajo para identificar clubes de convergencia identifica grupos con una mayor heterogeneidad en cuanto a los niveles de ingreso que el utilizado por Brida *et al.* (2013). Tampoco corresponden con los clústeres ubicados por Asuad y Quintana (2010) de acuerdo con su nivel de ingreso en el periodo 1986-2008.

Sin embargo, nuestros resultados sí son en parte compatibles con los encontrados por Aroca, Bosch y Maloney (2005) en el sentido de que agrupan en el mismo club al estado de México y Quintana Roo, pero no a Nuevo León en el periodo posterior a la liberalización comercial. Aroca *et al.* (2005) agrupan a estos tres estados en el pico más alto de la distribución en este periodo. De la misma forma, cuando toman en cuenta la dimensión espacial, Aroca *et al.* (2005) identifican un club de convergencia incipiente antes de 1985 conformado por los estados del norte en el que incluyen a Baja California Norte, Baja California Sur, Chihuahua y Tamaulipas. Los clubes que identificamos también suman en el mismo grupo a los estados de Baja California Norte y Baja California Sur. No obstante, los clubes de convergencia identificados por ellos corresponden principalmente a los estados de la frontera y del sur del país y no encuentran patrones de asociación o agrupamiento espacial en el resto del país. En términos generales, los resultados encontrados por Aroca *et al.* (2005) son similares a los encontrados por García (2005) en virtud de que no encuentran convergencia a un nivel común de PIB per cápita, pero sí entre algunos clubs o grupos de estados. En este sentido, sus resultados son similares a los obtenidos en este trabajo.

Es preciso mencionar que no es posible establecer comparaciones con otros trabajos empíricos que han abordado el tema desde la perspectiva de clubes o clústeres de convergencia en virtud de que la mayoría de estos trabajos establecen los agrupamientos con base en diferentes criterios previamente definidos (*ex ante*) principalmente a su ubicación y vecindad geográfica, y no son resultado de un procedimiento de determinación endógeno como el empleado en el presente estudio.

## **5. Conclusiones**

En años recientes se ha generado un interés creciente en investigar empíricamente la hipótesis de clubes de convergencia, no solo entre países sino también entre regiones al interior de los mismos, así como en la identificación de dichos clubes. Una línea de esta literatura se centra en la determinación endógena de grupos de economías que convergen al mismo nivel de estado estacionario, es decir, por factores no especificados que podrían ser responsables de la formación de clubes de convergencia. Este enfoque supera el inconveniente de que el resultado de clúster resultante está predeterminado, como sería el caso si se eligieran ciertos criterios de agrupación *a priori*. Sin embargo, uno de los inconvenientes de los estudios que identifican de forma endógena clubes de convergencia es que no pueden confirmar si estos últimos son atribuibles a la hipótesis de clubes de convergencia o si son resultados de un proceso de convergencia condicional.

En este trabajo probamos la hipótesis de convergencia económica a nivel de estados de la República Mexicana a través de la metodología de Phillips y Sul (2007). Esta metodología emplea un modelo de factor no lineal con un componente común y otro idiosincrásico, ambas variables en el tiempo, lo que permite controlar el progreso técnico heterogéneo entre las regiones bajo estudio. Entre las principales ventajas de esta metodología se encuentra el no requerir ningún supuesto sobre la estacionariedad o no de las series del panel en cuestión, de ser extremadamente flexible para modelar un gran número de sendas de transición a la convergencia y no tener inconvenientes en modelar unidades heterogéneas.

Los resultados empíricos sugieren que los estados de la República Mexicana no convergen en un solo grupo, sino que convergen formando seis clubes de convergencia y estos no presentan mayores cambios si se excluyen o no los estados considerados como petroleros, Campeche y Tabasco, los cuales generalmente son excluidos en algunos estudios que han empleado otras metodologías para analizar la hipótesis de la convergencia en México debido al alto componente de la renta petrolera en el PIB de estos estados, el cual generalmente se considera puede sesgar los resultados.

De igual forma, nuestros resultados muestran que no solo es posible identificar clubes o núcleos de convergencia a través de la agrupación espacial, a través de la verificación de la existencia de efectos espaciales considerando tanto los efectos de vecindad como la concentración espacial, como lo demuestran Asuad y Quintana (2010), sino también tomando en cuenta otras características de la dinámica no lineal presentes en el PIB per cápita, como las que permiten identificar la metodología empleada.

## Referencias

- Aguayo Téllez, E. (2004): «Divergencia regional en México, 1990-2000», *Ensayos*, vol. XXIII, núm. 2, 2004, 29-42.
- Aroca, P., Bosch, M., y Maloney, W. (2005): «Spatial Dimensions of Trade Liberalization and Economic Convergence: Mexico 1985-2002», *Policy Research Working Paper Series 3744*, The World Bank.
- Asuad Sanén, N., y Quintana Romero, L. (2010): «Crecimiento económico, convergencia y concentración económica espacial en las entidades federativas de México 1970-2008», *Investigaciones Regionales*, 18, 83-106.
- Bartkowska, M., y Riedl, A. (2012): «Regional Convergence Clubs in Europe: Identification and Conditioning Factors», *Economic Modelling*, 29(1), 22-31.
- Borrayo, Rafael, y Castañeda, Juan Manuel (2011): «Análisis de transición dinámica: un enfoque no paramétrico aplicado a la región centro de México», *Revista Problemas del Desarrollo*, 167 (42), octubre-diciembre, pp. 7-44.
- Brida, Juan Gabriel, Pereyra, Juan S., Puchet Anyul, Martín, y Risso, Wiston Adrián (2013): «Regímenes de desempeño económico y dualismo estructural en la dinámica de las entidades federativas de México, 1970-2006», *Economía Mexicana*. Nueva Época, vol. XXII, núm. 1, pp. 101-149.

- Carrillo, M. (2001): «La Teoría Neoclásica de la Convergencia y la Realidad del Desarrollo Regional en México», *Problemas del Desarrollo*, vol. 32.
- Carrion-I-Silvestre, J. L., y German-Soto, V. (2007a): «Stochastic Convergence amongst Mexican States», *Regional Studies*, Taylor & Francis Journals, Taylor & Francis Journals, vol. 41(4), pp. 531-541.
- Carrion-I-Silvestre, J. L., y German-Soto, V. (2007b): «Panel data stochastic convergence analysis of the Mexican regions», *Empirical Economics*, Springer, vol. 37(2), pp. 303-327, October.
- Cermeño, R. (2001): «Decrecimiento y convergencia de los estados mexicanos. Un análisis de panel», *El Trimestre Económico*, vol. LXVIII, núm. 272, pp. 603-629.
- Cermeño, R., Mayer Foulkes D., y Martínez González, A. (2009): «Convergencia, divergencia y estratificación. Estudio comparativo de la dinámica de crecimiento de la manufactura en los municipios mexicanos y los condados estadounidenses», *El Trimestre Económico*, vol. LXXVI (2), núm. 302, pp. 349-378.
- Chiquiar, D. (2005): «Why Mexico's Regional Income Convergence Broke Down», *Journal of Development Economics*, 77, 257-275.
- Corrado, L., Martin, R., y Weeks, M., (2005): «Identifying and interpreting regional convergence clusters across Europe», *The Economic Journal*, 115 (502), C133-C160.
- Díaz-Bautista, A. (2003): «Apertura Comercial y Crecimiento Regional», *Comercio Exterior*.
- Díaz-Pedroza, J., Sánchez-Vargas, A., y Mendoza-González, M. A. (2009): «Convergencia hacia la economía regional líder en México. Un análisis de cointegración en panel», *El Trimestre Económico*, vol. LXXVI (2), pp. 407-431.
- Esquivel, G. (1999): «Convergencia regional en México, 1940-1995», *El Trimestre Económico*, vol. LXVI, México, octubre-diciembre de 1999, pp. 725-761.
- Esquivel, G., y Messmacher, M. (2002): «Sources of Regional (non) Convergence in Mexico», Documento de Trabajo, El Colegio de México.
- Galor, O. (1996): «Convergence? Inferences from theoretical models», *The Economic Journal*, 106 (437), 1056-1069.
- García-Verdú, Rodrigo (2005): «Income, Mortality, and Literacy Distribution Dynamics cross States in Mexico: 1940-2000», *Cuadernos de Economía*, 42:133-6.
- González Rivas, M. (2007): «The effects of trade openness on regional inequality in Mexico», *The Annals of Regional Science*, vol. 41, núm. 3, septiembre, 545-561.
- Hobijn, B., y Franses, P. H. (2000): «Asymptotically perfect and relative convergence of productivity», *Journal of Applied Econometrics*, 15 (1), 5981.
- Islam, N. (2003): «What have we learn from the convergence debate?», *Journal of Economic Surveys*, 17 (3), 309-362.
- Juan-Ramón, H., y Rivera-Batiz, L. (1996): «Regional Growth in México, 1970-1993», International Monetary Fund, Working Paper.
- Mendoza, M. A. (2004): «La dinámica económica regional en México: 1940-2002», *SIREM Territorio y Economía*, núm. 7, pp. 12-22.
- (2012): «Dinámica económica regional de largo plazo en México: 1940-2010», en *Análisis Espacial y Regional: Crecimiento, concentración económica, desarrollo y espacio*, Coautores, Miguel Ángel Mendoza, Luis Quintana Romero y Normand Asuad, libro editado por Plaza y Valdés y la Facultad de Economía-UNAM.
- (2014): «Metodología de interpolación estructural-espacial para la generación de una serie continua del PIB y población por entidad federativa: 1970-2012», documento de trabajo, UNAM, Facultad de Economía.
- Phillips, P. C. B., y Sul, D. (2007): «Transition modelling and econometric convergence tests», *Econometrica*, 75, 1771-1855.
- Quah, D., (1993): «Galton's Fallacy and the Tests of the Convergence Hypothesis», *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 94, núm. 4, pp. 427-443.

- (1997): «Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs», *Journal of Economic Growth*, vol. 2, pp. 27-59.
- Rodríguez, A., y Sánchez, J. (2002): «The Impact of Trade Liberalization on Regional Disparities in Mexico», *Growth and Change*, 33, 72-90.
- Rodríguez-Oreggia, E. (2002): «Polarization of income under structural changes: winners and losers of regional growth in Mexico», working paper.
- (2005): «Regional disparities and determinants of growth in Mexico», *The Annals of Regional Science*, 39, 207-220.
- Ruiz-Ochoa, Wilfrido (2010): «Convergencia económica interestatal en México, 1900-2004», *Análisis Económico*, núm. 58, vol. XXV.
- Sastré, Myrna, y Rey, Sergio J. (2008): «Polarización espacial y dinámicas de la desigualdad interregional en México», *Problema del Desarrollo*, vol. 39, núm. 155, pp. 181-204.