



Munich Personal RePEc Archive

Is There Really Regional Convergence in Mexico? A Non-linear Panel-Data TAR Model

DOMINGO RODRÍGUEZ-BENAVIDES and MIGUEL
ÁNGEL MENDOZA-GONZÁLEZ and FRANCISCO
VENEGAS-MARTÍNEZ

Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional,
División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía,
Universidad Nacional Autónoma de México, Escuela Superior de
Economía, Instituto Politécnico Nacional

1. May 2014

Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/56874/>

MPRA Paper No. 56874, posted 29. July 2014 11:46 UTC

¿Realmente existe convergencia regional en México? Un modelo no lineal de datos panel TAR

(Is There Really Regional Convergence in Mexico? A Non-linear Panel-Data TAR Model)

DOMINGO RODRÍGUEZ-BENAVIDES*
MIGUEL ÁNGEL MENDOZA-GONZÁLEZ**
FRANCISCO VENEGAS-MARTÍNEZ***

Resumen

Este trabajo analiza la hipótesis de convergencia regional en México para el periodo 1970-2012 a través de un modelo de crecimiento no lineal. La metodología empleada combina tres enfoques: el modelo panel autorregresivo de umbral (TAR, Threshold Autorregresive), las pruebas de raíces unitarias en panel y el cálculo de los valores críticos a través de simulación *bootstrapping*. Los resultados empíricos del modelo no lineal aplicado al PIB per cápita de distintos grupos de estados de la República Mexicana sugieren que modelo propuesto es superior al modelo lineal y muestran evidencia de convergencia parcial y absoluta para el grupo de las once entidades “más ricas” en ciertos subperiodos. Sorprendentemente, al considerar el promedio de las once entidades más ricas y combinarlo con el resto de los estados no se encontró evidencia de convergencia. Asimismo, cuando se comparan la totalidad de las entidades, no se pudo rechazar la hipótesis de divergencia. Estos resultados muestran que la convergencia está presente en grupos de entidades con características similares y en periodos específicos, lo cual refuerza la idea de que en México existen los *clubes* de convergencia.

Clasificación JEL: C13, F44, C54.

Palabras clave: crecimiento económico, convergencia regional, modelos de datos panel de umbral (TAR).

Abstract

This paper analyzes the hypothesis of regional convergence in Mexico for the period 1970-201 through a non-linear growth model. The methodology combines three approaches: the panel-data threshold autoregressive (TAR) model, the unit root tests in panel and the computation of the critical values by bootstrapping simulation. The empirical results of the nonlinear model applied to the per capita GDP of different groups of States in Mexico suggest that the proposed model is superior to the linear model and show evidence of partial and absolute convergence for the group of the eleven “richer” States in certain sub-periods. Surprisingly, considering the average of the eleven richer and combining it with the rest of the States convergence evidence was found. Furthermore, when all the States are compared, the hypothesis of divergence could not be rejected. These results show that convergence is present in groups of States with similar characteristics and specific periods, which reinforces the idea that there are convergence “clubs” in Mexico.

JEL classification: C13, F44, C54.

Keywords: Economic growth, regional convergence, panel-data threshold autoregressive (TAR) models.

* Departamento de Sistemas, UAM-Azcapotzalco, e-mail: domr@economia.unam.mx

** División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía, UNAM, e-mail: mendozag@unam.mx

*** Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional, e-mail: fvenegas1111@yahoo.com.mx

Introducción

En la mayoría de los estudios sobre el análisis de convergencia regional de México (Juan-Ramón y Rivera-Batiz, 1996; Esquivel 1999; Carrillo, 2001; Rodríguez-Oreggia, 2002; y Mendoza-González, 2012) se ha encontrado que el crecimiento del PIB per cápita de largo plazo se caracteriza por un proceso de convergencia sigma en las décadas de los cuarenta hasta mediados de los ochenta y de divergencia débil de 1985 en adelante. Esta evidencia se ha complementado con base al análisis de convergencia beta a través de la aplicación de modelos lineales a submuestras del periodo considerando como puntos de inflexión 1985 y 1994, esto 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; véanse al respecto: Rodríguez y Sánchez, 2002; Esquivel y Messmacher, 2002; Diaz-Bautista, 2003; Aguayo-Téllez, 2004; Rodríguez-Orregia, 2005; Chiquiar, 2005; y González-Rivas, 2007).

Asimismo, la discusión sobre convergencia se ha enfocado en demostrar 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-Pedroza *et al.* 2009). Las conclusiones más importantes son que, tomando como inicio 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 consiste en mostrar que el proceso de convergencia regional termina en 1985 y se modifica hacia uno de divergencia, lo cual 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 hasta ahora se ha utilizado consiste en analizar de manera separada el cambio de régimen económico y su efecto sobre los procesos de convergencia y/o divergencia. En contraste, este trabajo tiene como objetivo analizar la hipótesis de convergencia regional en México considerando que los procesos de convergencia y de divergencia regional sigma y/o beta observados en el periodo 1970-2012, pueden ser parte de un mismo proceso de crecimiento económico y que para ello se tienen que utilizar una metodología que considere que los regímenes de convergencia y divergencia son casos particulares del mismo proceso de crecimiento económico regional.

Desde el punto de vista teórico Capello (2009) ha identificado una nueva tendencia de planteamientos en los modelos Keynesianos del tipo Myrdal o Kaldor (Perroux, 1950 y 1955; Myrdal, 1957; y Kaldor, 1970 y 1981), en los cuales originalmente se produce crecimiento económico con divergencia regional (Petraikos, Rodríguez-Pose y Rovolis, 2005) y posteriormente mediante la incorporación de parámetros y nuevas propiedades dinámicas en los procesos se hace que el modelo original cambie y tenga, como consecuencia, una solución con una ruta de crecimiento constante o de convergencia económica. También se han desarrollados nuevos argumentos desde la ortodoxia neoclásica para mostrar que la misma teoría puede predecir procesos de divergencia y convergencia económica (Capello, 2009). El mecanismo para lograrlo consiste en introducir economías de escala y de aglomeración en una función de producción, lo cual hace que el modelo de crecimiento económico simule comportamientos “catastróficos” similares a los modelos de centro-periferia de la Nueva Geografía Económica (Fujita *et al.*, 1999; Baldwin *et al.*, 2003; y Ottaviano y Thisse, 2004) y muy diferentes a las predicciones del modelo neoclásico (Barro y Sala-i-Martin, 1991, 1992 y 1995; Venegas-Martínez 1999; Ramsey, 1928; Solow, 1956; Cass, 1956; y Koopmans, 1965). Incluso, se ha demostrado que la convergencia es una propiedad que se puede derivar no sólo de modelos de crecimiento como el de Solow, sino de modelos que construyen estados estacionarios cualitativamente diferentes; por ejemplo, el desarrollo y el subdesarrollo (Mayer-Foulkes, 2005, 2009a, 2009b y 2010). En contraste, en este trabajo se utiliza la especificación de un modelo de crecimiento no lineal propuesto por Beyaert y Camacho (2008), el cual permite analizar, al mismo tiempo, los regímenes de convergencia y/o divergencia regional para el periodo 1970-2012. La metodología propuesta consiste en utilizar un método de estimación que combina tres enfoques: el modelo de umbral, las pruebas de raíces unitarias en panel y el cálculo de los valores críticos a través de simulaciones *bootstrapping*.

Este trabajo se organiza como sigue: en la sección 1 se revisa la literatura empírica sobre la hipótesis de convergencia y divergencia regional en México; la sección 2 presenta la metodología econométrica del modelo de umbral, las pruebas de raíces unitarias en panel y el cálculo de los valores críticos a través de simulaciones *bootstrapping*; en la sección 3 se analizan los resultados empíricos de las series del PIB por habitante de las entidades federativas de República Mexicana durante el periodo de 1970-2012; por último se proporciona las conclusiones.

1. Breve revisión de la literatura empírica

1.1 Especificación de la pruebas de convergencia absoluta y condicional

Uno de los conceptos de convergencia comúnmente empleados es el de β -convergencia. Se dice que existe β -convergencia entre regiones si se cumple la relación negativa entre la tasa de crecimiento del ingreso *per cápita* y el valor inicial del ingreso *per cápita*. Lo cual implica que las regiones más pobres crecen a un ritmo más acelerado que las ricas. En la década de los noventa, diversos estudios se enfocaron sobre la relación entre la tasa de crecimiento del ingreso *per cápita* y diferentes medidas de estándares de vida en secciones cruzadas para investigar el proceso de crecimiento. La hipótesis de convergencia absoluta establece que si los países convergen entonces comparten la misma trayectoria en estado estacionario, mientras que la convergencia condicional se refiere a la existencia de rutas paralelas, aunque no precisamente coincidentes. Desde el punto de vista de la especificación de un modelo panel, la hipótesis de convergencia absoluta se cumple si tanto las constantes como los parámetros relacionados con las variables exógenas son comunes o iguales, cuando tales condiciones no se cumplen entonces existe convergencia condicional.

1.2 La literatura empírica sobre el tema

Los principales estudios que han probado convergencia regional en México (Caraza, 1993; Juan Ramón y Rivera y Batiz, 1996; Díaz-Pedroza *et al.*, 2009; Esquivel, 1999; Cermeño, 2001; Carrillo, 2001; Díaz-Bautista, 2003; y Mendoza 2004) coinciden en definir dos grandes periodos, tomando como punto de inflexión 1985, esto con la finalidad de indagar 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. Díaz-Pedroza *et al.* (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.

La mayoría de los estudios sobre convergencia regional en México han sido efectuados bajo el enfoque de convergencia tipo beta tomando como economía líder al promedio nacional, sus

resultados se pueden clasificar en dos grandes grupos. 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 de las economías ricas, de tal modo que en el largo plazo tienden al mismo estado estacionario. Mientras que en el segundo grupo se ubican los resultados que muestran evidencia a favor de la hipótesis de convergencia condicional, cuyo principal postulado es que cada economía tiene su propio estado estacionario, siendo más bajo el estado estacionario 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. 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.

Por su parte, 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 para el total de entidades y el total excluyendo a Campeche y Tabasco (los estados “petroleros”), 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 excluyendo Campeche y Tabasco, con tasas de convergencia de 2.6 y 2.5%, respectivamente.

Dentro de los estudios realizados para probar convergencia a la economía líder regional se destaca el de Díaz-Pedroza *et al.* (2009) quienes efectúan pruebas de raíces unitarias y de cointegración en panel para probar convergencia de los estados de la República Mexicana hacia el Distrito Federal en el periodo 1970-2004. Ellos encuentran, a través de la estimación de la versión irrestricta de la prueba (no se establecen restricciones a priori sobre los parámetros) con el método de Mark y Sul (2003), evidencia a favor de la convergencia condicional. Sus estimaciones de la velocidad de convergencia individual indican que las regiones más ricas convergen más rápidamente que las pobres.

La aparición de bases de datos desagregadas y las peculiares condiciones de las unidades territoriales han propiciado el surgimiento de diversos estudios empíricos sobre la convergencia regional. Por ejemplo, Cermeño *et al.* (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 un 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, estos autores, encuentran una dinámica congruente con crecimiento estratificado. En general, los estudios sobre crecimiento regional en México se han enfocado en indagar si se cumple o no la hipótesis de convergencia y, por lo tanto, de divergencia como dos aspectos independientes y no consideran la posibilidad de que la convergencia y divergencia regional sean fases del mismo proceso en un modelo de crecimiento regional no-lineal.

Más recientemente, la literatura sobre el crecimiento se han enfocado en la existencia de clubes de convergencia a nivel de países (Mora, 2005). Es decir, de grupos de economías que presentan un patrón homogéneo y convergencia hacia un estado común estable. En este enfoque se emplean diversos métodos de estimación, como son los instrumentos de estadística espacial que permiten identificar la dependencia espacial, heterogeneidad espacial y escala espacial con el fin de detectar la posible presencia de *clusters*, los cuales pueden depender de la distribución del ingreso per cápita a nivel de regiones (Dallerba, 2005).

2. Metodología econométrica y datos

2.1 Análisis de la convergencia con modelos Autorregresivos Panel de Umbral (TAR)¹

De acuerdo con Beyaert y Camacho (2008) la metodología propuesta tiene fundamento en la prueba planteada por Evans y Karras (1996) quienes emplean la siguiente especificación con el fin de probar la hipótesis de convergencia con datos panel:

$$\Delta g_{n,t} = \delta_n + \rho_n g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i} \Delta g_{n,t-i} + \varepsilon_{n,t}, \quad n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

¹ La metodología econométrica expuesta en esta sección se base en Beyaert y Camacho (2008).

donde los subíndices n y t hacen referencia a las unidades y al tiempo, respectivamente. La variable $g_{n,t}$ se define como $g_{n,t} = y_{n,t} - \bar{y}_t$ donde $y_{n,t} = \ln(Y_{n,t})$ y $Y_{n,t}$ es el ingreso per cápita de la economía n en términos reales. La cantidad $\bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N y_{n,t}$ es el promedio de sección cruzada del logaritmo natural del ingreso per cápita en el tiempo t . Si $\rho_n = 0$ en (1) entonces las N economías consideradas en la muestra divergen, mientras que si se cumple $0 < -\rho_n < 1$ para todo n entonces existe convergencia. En tanto que la convergencia es absoluta si $\delta_n = 0$ para todo n y por el contrario la convergencia es condicional si no se cumple esta última condición. Se reconoce que el proceso de convergencia no es un proceso uniforme, es decir, ciertas economías convergen únicamente si determinadas circunstancias institucionales, políticas o económicas se cumplen y que de no cumplirse ocasionan divergencia. Es decir, puede ser que se cumpla que $0 < -\rho_n < 1$ para todas las economías o regiones consideradas en la muestra bajo determinadas condiciones, pero que $\rho_n = 0$ en caso de que no se cumplan. Al respecto, Beyaert y Camacho (2008) consideran la posibilidad de que la tasa de convergencia dependa de las condiciones particulares. Esto es, puede ser que $0 < -\rho_n < 1$ se cumpla para todas las economías en la muestra pero que su valor específico difiera de acuerdo a las condiciones prevaletientes en el tiempo t . De acuerdo con estos autores un modelo capaz de representar tal comportamiento se puede especificar como:

$$\begin{aligned} \Delta g_{n,t} = & \left[\delta_n^I + \rho_n^I g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i}^I \Delta g_{n,t-i} \right] I_{\{z_{t-1} < \lambda\}} \\ & + \left[\delta_n^{II} + \rho_n^{II} g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i}^{II} \Delta g_{n,t-i} \right] I_{\{z_{t-1} \geq \lambda\}} + \varepsilon_{n,t}, \end{aligned} \quad (2)$$

donde $I_{\{x\}}$ es una función indicador que toma el valor de 1 cuando x es verdadero, y cero en los otros casos. De esta manera, la dinámica del PIB per cápita puede seguir uno de los dos regímenes posibles en el tiempo t , los cuales se denominan regímenes I y II, dependiendo de si $z_{t-1} < \lambda$ o si $z_{t-1} \geq \lambda$, respectivamente. Así, el parámetro λ representa un “umbral” y la ecuación (2) es propiamente un modelo autorregresivo de umbral (*threshold autoregressive*, TAR) de la clase de modelos introducidos primeramente por Tong (1978). A diferencia del modelo de Tong (1978), el propuesto por Beyaert y Camacho (2008) representa un avance en dos sentidos, primero extiende el

modelo uniecuacional al modelo panel y, segundo, considera la posibilidad de no estacionariedad en los datos.

De acuerdo con el planteamiento de Beyaert y Camacho (2008), en el modelo (2) hay divergencia si $\rho_n^I = \rho_n^{II} = 0$ para toda n ; convergencia global si $0 < -\rho_n^i < 1$ para todo n e $i = I, II$; y convergencia parcial si $0 < -\rho_n^i < 1$ pero $\rho_n^j = 0$ para toda n e $i \neq j$. A la variable z en (2) se le conoce como variable de transición, la cual puede ser endógena o exógena, en el procedimiento de estimación de Beyaert y Camacho (2008) se estima endógenamente y es el enfoque que se sigue aquí. Estos autores proponen estimar la variable de transición, a partir de:

$$z_t = g_{m,t} - g_{m,t-d} \quad (3)$$

para algún m y algún $0 < d \leq p$, donde m y d no se fijan a priori sino que también son determinados endógenamente. De esta forma, z_t puede ser estacionaria si las economías convergen, todas ellas y para todo régimen, o para algún régimen. Esto quiere decir que la transición de un régimen a otro se relaciona con la tasa de crecimiento de la economía j en los últimos d periodos.

Aunque es posible elegir p lo suficientemente grande para propiciar que $\varepsilon_{n,t}$ sea ruido blanco para cada n , no es posible excluir la posibilidad de correlación contemporánea entre las economías de sección cruzadas del panel. Lo anterior es crucial, ya que aunque los choques no están serialmente correlacionados, es probable que las economías convergentes se vean afectadas por los mismos choques. Bajo estos supuestos la matriz de los errores, ε , no es diagonal y es muy probable que tenga la siguiente estructura:

$$V = \Omega \otimes I_T \quad (4)$$

donde $\Omega = [\sigma_{nm}]_{n,m=1,\dots,N}$ y $\sigma_{nm} = \text{cov}(\varepsilon_{n,t}, \varepsilon_{m,t})$ para todo t . Debido a que la estructura de matriz de Ω es desconocida, el modelo planteado en la ecuación se estima a través del método de estimación de mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF). En el proceso de estimación se impone la restricción $0 < \pi_1 \leq P(z_{t-1} \leq \lambda) \leq 1 - \pi_1$ de tal forma que ningún régimen tiene lugar en menos de la fracción π_1 de la muestra total. Beyaert y Camacho (2008) establecen este π_1 alrededor de 0.10 y 0.15, si π_1 cae por debajo de este límite se prefiere el modelo lineal.

Una vez que el modelo no lineal de Beyaert y Camacho (2008) se ha estimado, dado en la ecuación (2), es necesario probar la superioridad de este con respecto al modelo lineal de Evans y

Karrans planteado en la ecuación (1). Si el modelo no lineal es superior, el siguiente paso es probar convergencia en los coeficientes ρ de (2), si se encuentra evidencia de convergencia se procede a determinar si esta es absoluta o condicional a través de los coeficientes δ de dicha ecuación.

Desde el punto de vista de la linealidad, la hipótesis nula a probar es que el modelo (1) es el apropiado en lugar del modelo alternativo, planteado en (2). El problema aquí es que bajo las pruebas estadísticas convencionales, como son la razón de verosimilitud, Wald, o las pruebas LM, no siguen la distribución estándar bajo la hipótesis nula debido a que algunos parámetros, denominados λ , m y d , no están identificados bajo la hipótesis nula pero sí bajo la hipótesis alternativa. Con el fin de superar este problema, Beyaert y Camacho (2008) sugieren realizar un procedimiento similar al propuesto por Hansen (1999) y Caner y Hansen (2001) en el modelo TAR uniecuacional que consiste en obtener los valores críticos a través de simulaciones por bootstrap. El modelo empleado por Beyaert y Camacho (2008) consiste precisamente en extender esta solución al modelo TAR con datos panel. De esta forma se busca probar la siguiente hipótesis:

$$H_{o,1} : \delta_n^I = \delta_n^{II}, \quad \rho_n^I = \rho_n^{II}, \quad \varphi_{i,n}^I = \varphi_{i,n}^{II}, \quad (5)$$

para todo $n = 1, \dots, N$ y para todo $i = 1, \dots, p$, contra la alternativa de que no todos los coeficientes son iguales en ambos regímenes. Con tal fin, el modelo (1) se estima por FGLS y el modelo (2) por el método grid-FGLS. Posteriormente, para cada modelo se calcula el valor de la función de verosimilitud en el punto de estimación y obtenemos $L_{12} = -2 \ln(L_1/L_2)$ donde L_1 es el valor de verosimilitud del modelo lineal de un régimen, ecuación (1), y L_2 es el valor de verosimilitud del modelo de dos regímenes, expresado en la ecuación (2). De esta forma, se rechaza la hipótesis nula de linealidad si L_{12} es relativamente grande. Los valores críticos para L_{12} se obtienen de acuerdo con Beyaert y Camacho (2008), en su extensión de la metodología de Caner y Hansen (2001), en la cual emplean el procedimiento *bootstrapping* en el modelo uniecuacional, permitiendo la presencia de correlación contemporánea de sección cruzada de los errores descrita en la ecuación (4). En virtud de que no se conoce si las series poseen o no una raíz unitaria, se realizan dos conjuntos de simulación a través de *bootstrapping*. El primero de ellos se le denomina simulación “*bootstrap* sin restringir”, y se basa en la estimación no restringida del modelo lineal, especificado en (1); mientras que el segundo denominado “*bootstrap* restringido”, el cual impone una raíz unitaria restringiendo $\rho_n = 0$ en la ecuación (1). A partir de estas simulaciones, la inferencia acerca de la linealidad se basa sobre el resultado más conservador, es decir, sobre el valor- p más alto del bootstrapping. Si se rechaza el modelo lineal, el resto del análisis se lleva a cabo sobre el modelo TAR, en la ecuación

(2); en caso de que no sea posible rechazarlo el análisis se lleva a cabo sobre la versión de bootstrap del procedimiento de Evans-Karras propuesto por Beyaert (2006).

Ahora bien, si el modelo (2) es el apropiado, el siguiente paso consiste en probar convergencia contra divergencia, con la siguiente hipótesis nula:

$$H_{0,2} : \rho_n^I = \rho_n^{II} = 0 \quad \forall n \quad (6)$$

en la ecuación (2). Si no es posible rechazar la hipótesis planteada en (6), entonces se concluye que hay divergencia en ambos regímenes. En tanto que las hipótesis alternativas de interés que se desprenden de (6) son:

$$H_{A,2} : \rho_n^I < 0, \quad \rho_n^{II} < 0 \quad \forall n, \quad (7a)$$

$$H_{A,2} : \rho_n^I < 0, \quad \rho_n^{II} = 0 \quad \forall n, \quad (7b)$$

$$H_{A,2} : \rho_n^I = 0, \quad \rho_n^{II} < 0 \quad \forall n, \quad (7c)$$

Cuya interpretación es la siguiente: la alternativa (7b) y (7c) implican que la convergencia tiene lugar únicamente bajo el régimen I o bajo el régimen II, respectivamente. En el caso de que se rechace la hipótesis nula en favor de alguna de estas dos hipótesis alternativas, Beyaert y Camacho (2008) lo denominan “convergencia parcial”. Se debe notar que en el cumplimiento de la hipótesis, nula o alternativa, se supone que los coeficientes ρ satisfacen la misma propiedad para todas las economías en un tiempo específico, lo cual es consistente con la idea de que las series $g_{n,t}$ del panel son todas $I(0)$ ó $I(1)$.

Con el propósito de discriminar entre las tres hipótesis alternativas planteadas en (7), Beyaert y Camacho (2008) sugieren el empleo de varios estadísticos, uno de ellos es una prueba de tipo Wald para probar la hipótesis alternativa $H_{A,2a}$ de convergencia global. En este caso, el estadístico está dado por

$$R_2 = t_I^2 + t_{II}^2 \quad (6)$$

donde t_I y t_{II} son estadísticos tipo t asociados con la estimación de ρ_n^I y ρ_n^{II} , respectivamente, en el modelo (2). Si $\hat{\rho}_n^i$ es el parámetro estimado a través de “grid-FGLS” de ρ_n^i para cada régimen, entonces el estadístico viene dado por $t_i = \hat{\rho}_n^i / s_{\rho_n^i}$, para $i = I, II$. Valores grandes de R_2 favorecen la hipótesis de convergencia. Ahora bien, para probar la hipótesis de convergencia parcial $H_{A,2b}$ se emplea el estadístico t_I , mientras que para probar la hipótesis de convergencia parcial $H_{A,2c}$ se utiliza el estadístico t_{II} . Estas dos últimas pruebas son del lado izquierdo. Si $t_I(t_{II})$ es pequeño, mientras que $t_{II}(t_I)$ no, los datos favorecen la hipótesis de convergencia bajo el régimen $I(II)$ y divergencia bajo los regímenes $II(I)$. En ambos casos, los valores de probabilidad apropiados se obtienen a través de simulaciones *bootstrapping*. Por último, para concluir el análisis de la convergencia es necesario discriminar entre convergencia absoluta y convergencia condicional. En términos del modelo (2), bajo la hipótesis de que $\rho_n^i < 0$, $\forall n$ y $\forall i$, existe convergencia absoluta sí $\delta_n^i = 0 \forall n$ y $\forall i$. Por el contrario, si el proceso de convergencia toma lugar en sólo uno de los regímenes, por ejemplo en el I , entonces habrá convergencia absoluta en dicho régimen si $\delta_n^I = 0 \forall n$. Al respecto, Beyaert y Camacho (2008) mencionan la posibilidad de que en el modelo de dos regímenes ocurra el caso de interés de que haya evidencia de convergencia global, es decir, si $\rho_n^i < 0$ para todo n e i , pero que $\delta_n^i = 0$ en sólo un régimen. En este caso se dice que hay convergencia absoluta en un régimen y convergencia condicional en el otro. Los estadísticos propuestos por estos autores se basan en el método de estimación “grid-FGLS” del modelo (2). De manera análoga, a los otros casos, los estadísticos propuestos para probar estas hipótesis son extensiones del modelo TAR univariado propuesto por Evans y Karrans (1996) para el caso lineal. Los estadísticos t vienen dados por $t(\hat{\delta}_n^i) = \hat{\delta}_n^i / s_{\hat{\delta}_n^i}$ con $i = I, II$, y $n = 1, \dots, N$, los cuales están asociados con los valores estimados de los términos constantes, y están dados por:

$$\Phi_a = \frac{1}{2N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^I)]^2 + \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^{II})]^2 \right\}$$

$$\Phi_b = \frac{1}{N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^I)]^2 \right\} \quad \text{y} \quad \Phi_c = \frac{1}{N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^{II})]^2 \right\}$$

Al respecto, Beyaert y Camacho (2008) argumentan que debido al carácter endógeno de la variable de transición, los valores p del método *bootstrapping* se obtienen de ajustar el modelo lineal a los datos observados. Las reglas de decisión son las siguientes:

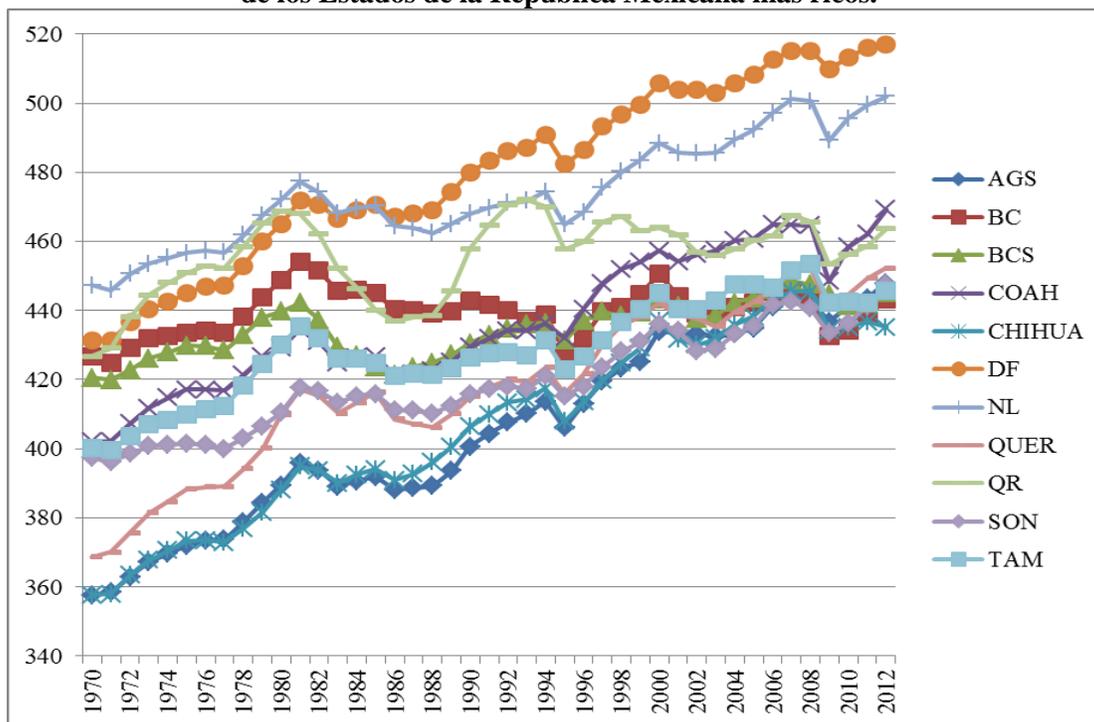
1. Si se rechaza $H_{O,2}$ en favor de $H_{A,2a}$ y además ocurre alguno de los siguientes tres casos:
 - 1.1 Φ_a es lo suficientemente grande, entonces hay convergencia condicional en ambos regímenes.
 - 1.2 Φ_b es lo suficientemente grande pero Φ_c no lo es, entonces hay evidencia de convergencia condicional en el régimen I y convergencia absoluta en el régimen II.
 - 1.3 Φ_c es lo suficientemente grande y Φ_b no lo es, la convergencia condicional se encuentra presente en el régimen II y la convergencia absoluta tiene lugar en el régimen I.
- 2 O bien, si $H_{O,2}$ se rechaza en favor de $H_{A,2b}$ ($H_{A,2c}$) y si ocurre que:
 - 2.1 $\Phi_{b(c)}$ es lo suficientemente grande, la convergencia condicional está presente en el régimen I (II).
 - 2.2 $\Phi_{b(c)}$ no es lo suficientemente grande, la convergencia absoluta ocurre en el régimen I (II).

3. Resultados

En lo que sigue se mostrarán los resultados empíricos obtenidos por aplicar la metodología propuesta a los datos de los estados de la República Mexicana durante el periodo de 1970-2012. Siguiendo la sugerencia de Beyaert y Camacho (2008) se probará convergencia con un subconjunto de regiones o estados que se consideran que *a priori* puedan converger y progresivamente añadir más estados y replicar las pruebas en forma sucesiva. El primer grupo que se somete a prueba es el de los estados “más ricos”, en el que fueron incorporados los estados que se encontraron por arriba del promedio nacional de acuerdo a la información del PIB per cápita del año 2010. Como ya es una práctica común en los estudios empíricos que han probado la hipótesis de convergencia en México, se excluyen de este grupo los estados de Campeche y Tabasco los cuales registran altos ingresos debido a la extracción de petróleo. De esta manera, el primer grupo lo constituyen los estados de Aguascalientes, Baja California, Baja California Sur, Coahuila, Chihuahua, Distrito Federal, Nuevo León, Querétaro, Quintana Roo, Sonora y Tamaulipas, los datos son anuales y provienen de

Mendoza (2013) y se incorporan en las pruebas en logaritmos naturales. La Gráfica 1 presenta el PIB per cápita en logaritmos naturales para el periodo de estudio de los once estados seleccionados dentro del primer grupo, denominados como *más ricos*.

Gráfica 1. Logaritmo natural del PIB per cápita anual de los Estados de la República Mexicana más ricos.



La evolución del PIB per cápita de los estados más ricos muestra una leve tendencia hacia la convergencia, con dos estados, Distrito Federal y Nuevo León, que parecen alejarse de la tendencia de largo plazo. Los resultados de las pruebas efectuadas se presentan en el cuadro 1. En el primer panel, 1(a), se presentan los resultados de las pruebas del modelo lineal, es decir los resultados de aplicar la prueba de Evans y Karras (1996) modificada con *bootstrapping*², mientras que en el segundo panel, 1(b), se presentan los resultados del modelo TAR planteado en la ecuación (2). De acuerdo a lo esperado, los resultados del modelo lineal rechazan la hipótesis nula de divergencia con un valor-*p* de 0.0000, además de que la prueba revela que esta convergencia ha sido absoluta con un valor-*p* de 0.9999. En cuanto a los resultados del modelo TAR, las pruebas de linealidad efectuadas rechazan la hipótesis nula de que el modelo lineal es el correcto en virtud de que ambas pruebas, la del modelo irrestricto y la del no restringido, coinciden con este resultado.

² En todos los casos el *bootstrapping* se realizó con 1000 repeticiones.

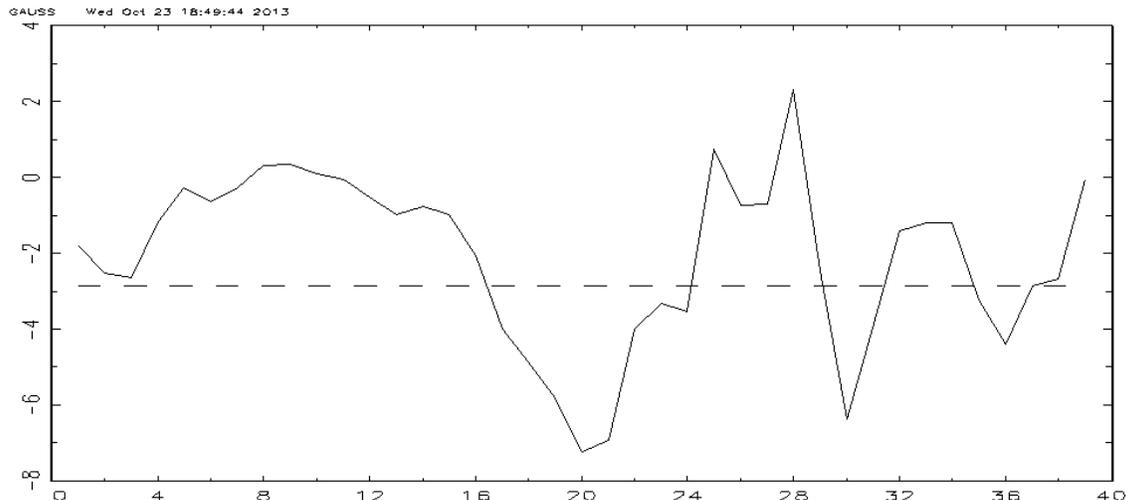
**Cuadro 1. Resultados de las Pruebas con los Estados más ricos (11).
(excluyendo Campeche)**

| 1(a) El modelo lineal | | | | | | |
|-----------------------------|-------------|-----------------------|--------------------------------------|------------|------------------------------------|--|
| Divergencia vs convergencia | | | Convergencia absoluta vs condicional | | | |
| 0.2470 | | | --- | | | |
| Divergencia | | | NA | | | |
| 1(b) Modelo TAR | | | | | | |
| Pruebas de linealidad | | Entidad de transición | d | λ | Porcentaje de obs. en el Régimen I | |
| Irrestringido | Restringido | Baja California | 2 | -2.9 | 30.8 | |
| 0.0010 | 0.0000 | | | | | |
| Pruebas de Convergencia | | | | | | |
| Divergencia vs convergencia | | | Convergencia absoluta vs condicional | | | |
| Régimen I | Régimen II | Ambos | Régimen I | Régimen II | Ambos | |
| 0.0380 | 0.1640 | 0.0350 | 0.5580 | --- | 0.3300 | |
| Convergencia Parcial | | | Absoluta | | | |

Notas: No Aplica (NA).

El estado de Baja California fue elegido endógenamente como la entidad de transición. Interesantemente, este estado pasó de la tercera posición en 1970 a la décima posición en 2010 de acuerdo a la distribución del PIB per cápita por habitante por entidad federativa, lo cual explica en buena medida por qué el modelo lo eligió como la entidad de transición. El valor estimado del parámetro de rezago es 2, de tal forma que la variable de transición es $g_{BC,t} - g_{BC,t-2}$. En lo referente al parámetro de umbral, éste resultó ser -2.9 , lo cual significa que el régimen I que corresponde a los años en los que la tasa de crecimiento del ingreso per cápita del estado de Baja California fue inferior a la tasa media de crecimiento del grupo en más de 2.9 puntos porcentuales. Es decir, el régimen I se refiere a los años en los que el estado de Baja California creció en forma más lenta que el resto de los estados que conforman el grupo de los once estados más ricos. Dicho régimen corresponde al 30.8% de las observaciones de la muestra, lo cual implica que al régimen II pertenecen el 69.2% de las observaciones de la muestra, y se refiere a los años en los que el estado de Baja California no crecía en forma tan lenta o prosperaba más que la media de este grupo. Los periodos correspondientes a cada régimen, así como la posición de la variable de transición se muestran en la gráfica 2.

**Gráfica 2. Variable de Umbral: Baja California ($d = 2$)
para el grupo de los once más ricos.**



En la gráfica 2 también se observa un predominio del régimen II en los primeros años de la muestra, es decir, se presenta divergencia a fines de la década de los ochentas, en los años posteriores a la crisis de 1994 que se prolongan hasta los primeros años del presente siglo y en los últimos años de la muestra, lo cual sugiere que las reformas llevadas a cabo a finales de la década de los ochentas propiciaron un efecto positivo en lo que al proceso de convergencia se refiere y que las crisis más severas, como son las de 1994 y 2008, han incidido negativamente en dicho proceso. En lo que se refiere a la convergencia, la hipótesis nula de divergencia se rechaza únicamente en el régimen I, ver cuadro 1.1, con un valor- p de 0.0380; no obstante, también se rechaza esta hipótesis para ambos regímenes con un valor- p de 0.0350. En lo que respecta a las pruebas de que si la convergencia en el régimen I es absoluta o condicional, las pruebas sugieren que en el régimen I la convergencia es absoluta y más intensiva que bajo ambos regímenes al presentar valores- p de la prueba de 0.5580 y de 0.3300, respectivamente. De lo anterior se puede concluir que las pruebas revelan que la convergencia está presente para ambos regímenes en el grupo de los estados más ricos, y se tiene la certeza de que bajo el régimen I la convergencia es absoluta. De esta manera, los estados más ricos de la República Mexicana muestran una trayectoria estable estacionaria únicamente en algunos periodos de la muestra objeto de estudio. Una vez identificados algunos periodos de convergencia absoluta para el grupo de estados denominado *los más ricos* se procede a averiguar si este patrón de convergencia se mantiene al incorporar el resto de los estados de la república tomando como referente el promedio de los once más ricos, esto en forma análoga al procedimiento de Beyaert y Camacho (2008).

El cuadro 2 muestra los resultados del estudio del proceso de convergencia del promedio de los once más ricos combinado con el resto de los estados, es decir, los que se encuentran por debajo del promedio nacional. La gráfica 3 muestra la evolución del logaritmo natural del PIB per cápita para el grupo conformado de esta manera, en la grafica no se ve alguna tendencia a converger entre los miembros de este grupo, por el contrario se aprecia que el promedio de los once más ricos tiende a alejarse del resto. En este caso los resultados del modelo lineal aplicados a este grupo, mostrados en el cuadro 2(a), indican que no es posible rechazar la hipótesis nula de divergencia, dado que el valor- p para la hipótesis nula de divergencia es de 0.3200 y de esta forma la prueba consecutiva de convergencia absoluta contra convergencia condicional para el modelo lineal no aplica.

Cuadro 2. Resultados de las Pruebas del promedio de los once Estados más ricos y el resto que se ubica por debajo del promedio nacional (excluyendo Campeche y Tabasco)

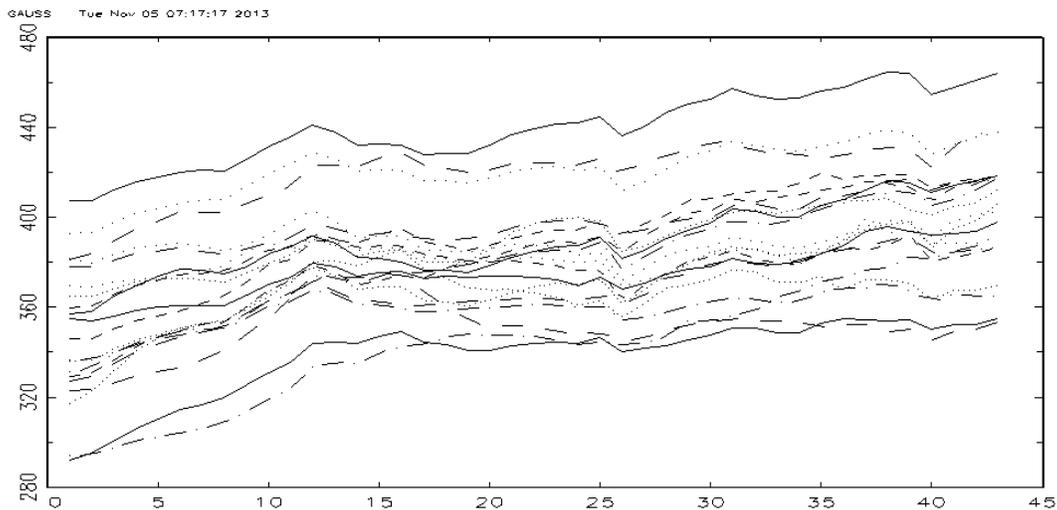
| 2(a) El modelo lineal | | | | | | |
|------------------------------------|--------------------|------------------------------|---|-----------------------------|---|--|
| <i>Divergencia vs convergencia</i> | | | <i>Convergencia absoluta vs condicional</i> | | | |
| 0.3200 | | | --- | | | |
| <i>Divergencia</i> | | | NA | | | |
| 2(b) Modelo TAR | | | | | | |
| <i>Pruebas de linealidad</i> | | <i>Entidad de transición</i> | <i>d</i> | <i>λ</i> | <i>Porcentaje de obs. en el Régimen I</i> | |
| <i>Irrestringido</i> | <i>Restringido</i> | <i>Tlaxcala</i> | 2 | 1.2 | 43.6 | |
| 0.0000 | 0.0000 | | | | | |
| Pruebas de Convergencia | | | | | | |
| <i>Divergencia vs convergencia</i> | | | <i>Convergencia absoluta vs condicional</i> | | | |
| <i>Régimen I</i> | <i>Régimen II</i> | <i>Ambos</i> | <i>Régimen I</i> | <i>Régimen II</i> | <i>Ambos</i> | |
| 0.2400 | 0.2340 | 0.1980 | --- | --- | --- | |
| | NA | | | NA | | |

Notas: No Aplica (NA).

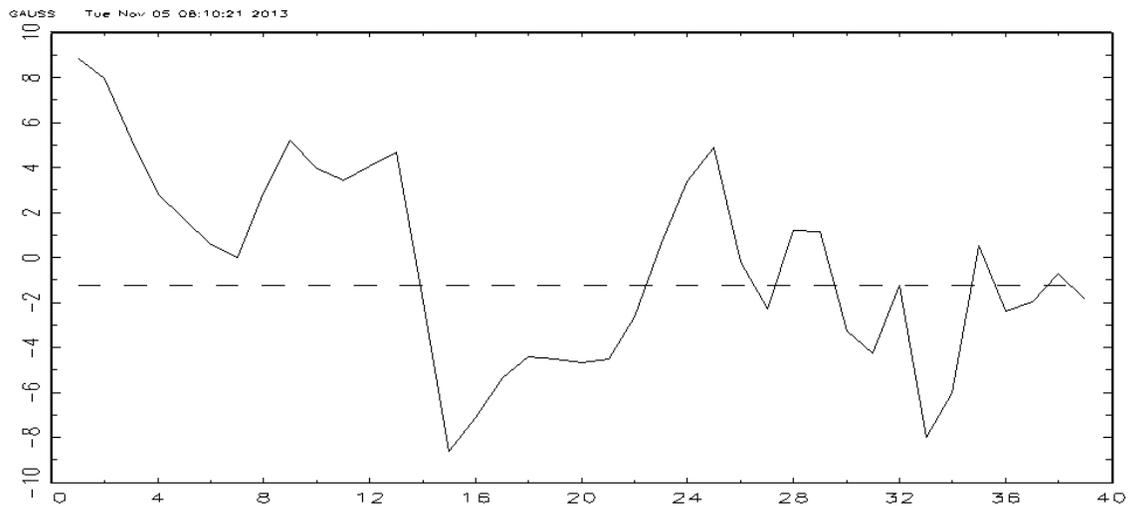
Los resultados del modelo TAR, reportados en el cuadro 2(b), revelan que este modelo es superior al modelo lineal, en ambas pruebas, tanto para el modelo irrestringido como para el restringido. Mientras que la variable de transición en este caso resultó ser el estado de Tlaxcala y el valor estimado del umbral es 1.2. El porcentaje de observaciones en el régimen I es de 43.6%, una fracción superior a la del primer grupo conformado por los once más ricos, la cual tiende a prevalecer cuando la diferencia entre la tasa de crecimiento del PIB per cápita del estado de Tlaxcala y el promedio de estos últimos se encuentra por debajo 1.2 puntos porcentuales. Por el contrario, el régimen II toma lugar cuando la tasa de crecimiento del estado de Tlaxcala se ubica por encima de este nivel. Las pruebas de convergencia aplicadas tanto a cada régimen como a ambos revelan que en ningún caso es posible rechazar la hipótesis nula de divergencia. De esta manera, las pruebas efectuadas con al modelo lineal revelaron que no hay ningún tipo de indicio de convergencia entre el promedio de los once estados más ricos y el resto de los estados que se

encuentran por debajo del promedio nacional del 2010. Por último, la gráfica 4 muestra la variable de umbral, Tlaxcala ($d = 2$), para el promedio del grupo de los once estados más ricos y el resto que se ubica por debajo del promedio nacional (excluyendo Campeche y Tabasco).

Gráfica 3. Logaritmo natural del PIB per cápita anual del promedio de los once Estados más ricos y el resto que se ubica por debajo del promedio nacional (excluyendo Campeche y Tabasco)



Gráfica 4. Variable de Umbral: Tlaxcala ($d = 2$) para el promedio del grupo de los once estados más ricos y el resto que se ubica por debajo del promedio nacional (excluyendo Campeche y Tabasco)



Por último, como una cuestión interesante, efectuamos el análisis previo a la totalidad de los estados de la República Mexicana, con excepción de Campeche y Tabasco, por la razón establecida anteriormente, con la finalidad de averiguar qué información revela el modelo lineal sobre el

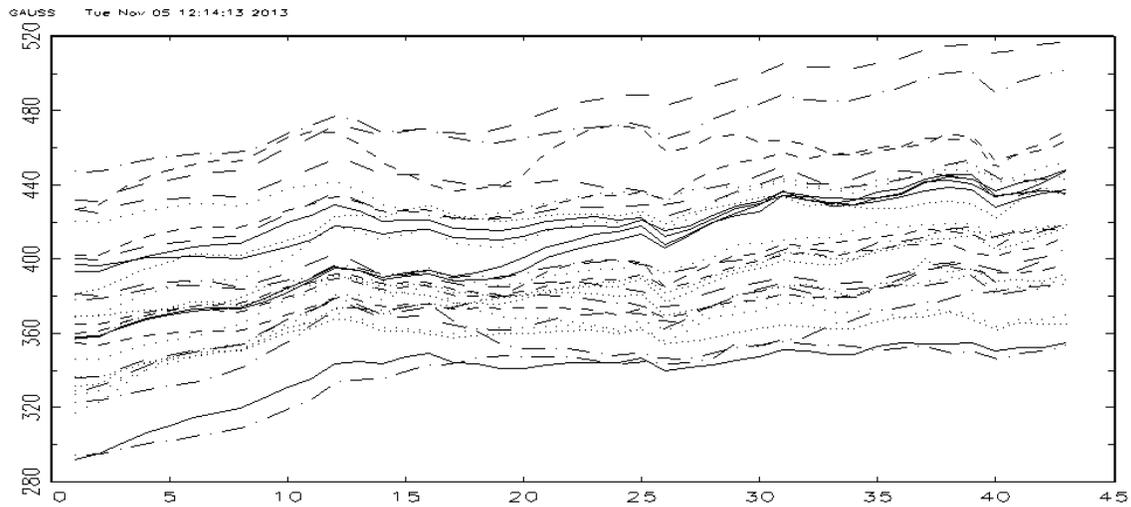
proceso de convergencia con este nivel de desagregación para México en el periodo de estudio. La evolución del PIB per cápita para este grupo de países se muestra en la gráfica 5, en la cual se muestra un comportamiento similar al del grupo anterior en virtud de que no hay una tendencia clara a converger entre la totalidad de los estados de la República Mexicana; los resultados de las pruebas efectuadas se presentan en el cuadro 3. De acuerdo con los resultados del modelo lineal aplicados a la totalidad de los estados, al igual que en los casos anteriores no fue posible rechazar la hipótesis nula de divergencia en el grupo considerado. Sin embargo, a diferencia de los grupos conformados previamente, en este caso las pruebas de linealidad efectuadas sobre el modelo TAR revelan que el modelo lineal es superior al modelo no lineal, por lo que el resto de las pruebas bajo el modelo lineal no aplica para este grupo. De esta manera, los resultados encontrados sobre la totalidad de los estados de la República Mexicana cuestionan los resultados de estudios previos a través de pruebas lineales los cuales sostienen que en México hay evidencia de convergencia condicional en lugar de convergencia absoluta. Por el contrario, las pruebas efectuadas a través del modelo de Evans y Karras (1996) con *bootstrapping* revelan que lejos de que se encuentre presente un proceso de convergencia, ya sea absoluta o condicional, más bien hay indicios de divergencia para la totalidad de los estados en el horizonte de tiempo considerado. Por último, se muestra en la gráfica 6 la variable de umbral, Guanajuato ($d = 1$), para el promedio del grupo de los de los once Estados más ricos y los primeros doce estados que se encuentran por debajo del promedio nacional

Cuadro 3. Resultados de las Pruebas de la totalidad de los Estados de la República Mexicana (excluyendo Campeche y Tabasco)

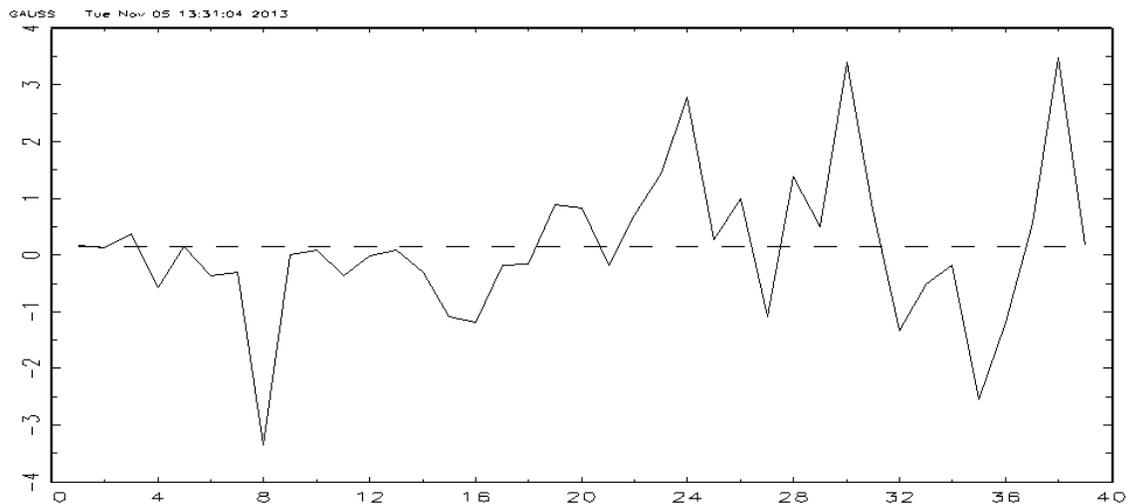
| 3(a) El modelo lineal | | | | | | |
|------------------------------------|--------------------|------------------------------|---|-------------------|---|--|
| <i>Divergencia vs convergencia</i> | | | <i>Convergencia absoluta vs condicional</i> | | | |
| 0.3330 | | | --- | | | |
| <i>Divergencia</i> | | | NA | | | |
| 3(b) Modelo TAR | | | | | | |
| <i>Pruebas de linealidad</i> | | <i>Entidad de transición</i> | <i>d</i> | <i>λ</i> | <i>Porcentaje de obs. en el Régimen I</i> | |
| <i>Irrestringido</i> | <i>Restringido</i> | <i>Guanajuato</i> | 1 | 0.2 | 56.4 | |
| 0.6470 | 0.3530 | | | | | |
| Pruebas de Convergencia | | | | | | |
| <i>Divergencia vs convergencia</i> | | | <i>Convergencia absoluta vs condicional</i> | | | |
| <i>Régimen I</i> | <i>Régimen II</i> | <i>Ambos</i> | <i>Régimen I</i> | <i>Régimen II</i> | <i>Ambos</i> | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | |
| | NA | | | NA | | |

Notas: No Aplica (NA).

Gráfica 5. Logaritmo natural del PIB per cápita anual de los estados de las República Mexicana: 1970-2012 (excluyendo Campeche y Tabasco)



Gráfica 6. Variable de Umbral: Guanajuato ($d = 1$) para el promedio del grupo de los once Estados más ricos y los primeros doce estados que se encuentran por debajo del promedio nacional



Conclusiones

En este trabajo aplicó un modelo no lineal para probar la hipótesis de convergencia en términos del PIB per cápita en la República Mexicana. Se contrastaron distintos métodos lineales y no lineales de estimación de datos en panel. A diferencia de los métodos lineales empleados para probar convergencia en el caso de México, el empleado aquí es una modificación del método de Evans y Karras (1996) con simulación *bootstrapping*, lo cual lo hace más robusto. En tanto que el modelo

no lineal empleado pertenece a la clase de modelos TAR con dos regímenes, y no sólo permite extender el modelo TAR a los modelos panel sino que también añade a la no-linealidad la posibilidad de no estacionariedad atribuible a la presencia de una raíz unitaria en las series del panel considerado. Esta última propiedad es la que hace relevante esta técnica de análisis para probar convergencia o divergencia en un grupo de regiones o países, ya que como es conocido si las diferencias del PIB per cápita de un grupo de países con respecto a la economía líder, que en este enfoque es el promedio por sección cruzada del grupo, son estacionarias entonces las economías consideradas convergen, de otra manera divergen, es decir si poseen raíces unitarias. Al aplicar esta metodología al estudio de varios grupos de estados de la República Mexicana se encontró en términos generales que las pruebas lineales son incapaces de detectar algún tipo de convergencia en los distintos grupos analizados. El primer grupo lo constituyen los once estados *más ricos*, los cuales se identificaron como aquellos estados que se encontraron por encima del promedio nacional del año 2010. El segundo grupo lo conforman el promedio del primer grupo, de los once *más ricos*, y el resto de los estados que se ubicaron por debajo del promedio nacional en el año 2010. En tanto que el tercer grupo, lo conforman la totalidad de los estados de la República Mexicana. En todos los grupos considerados se excluyeron los estados de Campeche y de Tabasco por los altos ingresos del componente petrolero.

En conclusión, en el primer grupo, el de los once *más ricos*, fue posible identificar algunos periodos en los cuales existe convergencia, ya que dicho grupo se vio favorecido por las reformas de primera generación impulsadas a finales de la década de los ochentas y deteriorado en fechas posteriores a las principales crisis en las que se ha visto inmerso México en su historia reciente. Por el contrario, en el segundo grupo conformado por el promedio de los once *más ricos* y el resto de los estados no hay indicios de ningún tipo de convergencia en ambos regímenes considerados por el modelo.

Por último, en el caso de las pruebas aplicadas a la totalidad de los estados de la República Mexicana los resultados revelaron que el modelo lineal es superior al modelo no lineal. Sin embargo, los resultados del modelo lineal, al igual que los anteriores grupos, no permitieron rechazar la hipótesis nula de divergencia para este grupo. Este resultado es relevante ya que tiende a cuestionar la evidencia reportada en otros estudios efectuados para el caso de México que han encontrado evidencia de convergencia condicional ya que de acuerdo a las pruebas efectuadas a través del modelo de Evans y Karras (1996) modificadas con *bootstrapping* más bien se encuentra presente un proceso de divergencia cuando se considera la totalidad de los estados. No obstante lo anterior, la

convergencia sí puede estar presente en grupos de estados con características similares y en periodos específicos, lo cual refuerza la idea de que en México también hay *clubes de convergencia*.

Referencias

- Aguayo-Téllez, Ernesto (2004). “Divergencia regional en México, 1990-2000”. *Ensayos Revista de Economía*, Vol. 23, No. 2, pp. 29-42.
- Baldwin, Raymond Earl, Rikard Forslid, Paul Martin, Gianmarco Ottaviano, and Frederic Robert-Nicoud (2003). *Economic Geography and Public Policy*. Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Barro, Robert Joseph (1991). “Economic Growth in a Cross Section of Countries”. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, pp. 407-43.
- Barro, Robert Joseph and Xavier Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*, MacGraw-Hill.
- Barro, Robert Joseph and Xavier Sala-i-Martin. (1990), *Economic Growth and Convergence Across the United States*. Working Paper no. 3419, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, August.
- Beyaert, Arielle (2006). Convergence des revenus au sein de l’Union Européenne: une évaluation économétrique, in H. Capron (ed.), *Convergence et Dynamique d’Innovation au sein de l’Espace Européen*, Brussels: Editions De Boeck Université, ch. 2.
- Beyaert, Arielle and Maximo Camacho (2008). “TAR Panel Unit Root Tests and Real Convergence”. *Review of Development Economics*, Vol. 12, No. 3, pp. 668–681.
- Caner, Mehmet and Bruce Hansen, (2001). “Threshold Autoregression with a Unit Root”, *Econometrica*, Vol. 69, No. 6, pp. 1555–1596.
- Capello, Roberta (2009). “Space, Growth and Development”, in Roberta Capello y Peter Nijkamp (editores) *Hanbook of Regional Growth and Development Theories*, Edward Elgar Publishing, UK.
- Carrillo, Mario (2001). “La Teoría Neoclásica de la Convergencia y la Realidad del Desarrollo Regional en México”. *Problemas del Desarrollo*, Vol. 32. No. 127, pp. 107-134.
- Cass, David (1965), “Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation”, *Review of Economic Studies*, Vol. 32, No. 3, pp. 233-240.
- Cermeño, Rodolfo (2001). “Decrecimiento y convergencia de los estados mexicanos. Un análisis de panel”. *El Trimestre Económico*, Vol. 68, No. 272, pp. 603-629.
- Cermeño, Rodolfo, David Mayer-Foulkes y Ariadna Martínez-González (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. 76, No. 302, pp. 349-378.
- Chiquiar, Daniel (2005). “Why Mexico’s Regional Income Convergence Broke Dow”. *Journal of Development Economics*, Vol. 77, No. 1, pp. 257–275.
- Dallerba, Sandy (2005). “Distribution of Regional Income and Regional Funds in Europe 1989–1999: An Exploratory Spatial Data Analysis”. *The Annals of Regional Science*, Vol. 39, No. 1, pp. 121-148,
- Díaz-Bautista, Alejandro (2003). “Apertura Comercial y Crecimiento Regional”. *Comercio Exterior*. Vol. 53, No. 11, pp. 995-1000.
- Díaz-Pedroza, Jesús, Armando Sánchez-Vargas y Miguel Ángel Mendoza-González (2009). “Convergencia hacia la economía regional líder en México. Un análisis de cointegración en panel”. *El Trimestre Económico*, Vol. 76, No. 302, pp. 407-431.

- Esquivel, Gerardo (1999). "Convergencia Regional en México, 1940-1995". *El Trimestre Económico*, Vol. 66, No. 264, pp. 725-762.
- Esquivel, Gerardo y Miguel Messmacher (2002). Sources of Regional (non) Convergence in Mexico. Documento de Trabajo, El Colegio de México.
- Evans, Paul and Georgios Karras (1996). "Convergence Revisited". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 37, No. 2-3, pp. 249-265.
- Fujita, M., P. Krugman, and A. J. Venables (1999). *The Spatial Economy, Cities, Regions and International Trade*. The MIT Press, Cambridge, MA.
- González-Rivas, Marcela (2007). "The Effects of Trade Openness on Regional Inequality in Mexico". *The Annals of Regional Science*, Vol. 41, No. 3, pp. 545-561.
- Juan-Ramón, Hugo y Rivera-Batiz Luis (1996). Regional Growth in México, 1970-1993. International Monetary Fund, Working Paper.
- Kaldor, Nicholas (1970). "The Case for Regional Policies". *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 85, pp.337-348.
- Kaldor, Nicholas (1981). "The role of Increasing Returns, Technical Progress and Cumulative Causation in the Theory of International Trade and Economic Growth". *Economie Appliquée*, Vol. 34, No. 4, pp. 593-617.
- Koopmans, Tjalling (1965) On the Concept of Optimal Economic Growth, Econometric Approach to Development Planning. Amsterdam, North Holland.
- Mayer-Foulkes, David (2005). "Human Development Traps and Economic Growth", en *Health and Economic Growth: Findings and Policy Implications*, editado por Guillem López-Casanovas, Berta Rivera y Luis Currais, MIT Press.
- Mayer-Foulkes, David (2009a). "Economic Geography of Human Development: Stratified Growth in Bolivia, Brazil, Guatemala and Peru", disponible en <http://ssrn.com/abstract=1287952>.
- Mayer-Foulkes, David (2009b). The Cognitive Transition in Mexico: Economic Geography and Local Governance Impacts, disponible en <http://ssrn.com/abstract=1303867>.
- Mayer-Foulkes, David (2010). Globalization and the Human Development Trap, por aparecer en *The Poor under Globalization in Africa, Asia, and Latin America*, Machiko Nissanke y Erik Thorbecke, Eds., UNU-WIDER, Oxford University Press. Disponible en http://www.wider.unu.edu/publications/working-apers/researchpapers/2007/en_GB/rp2007-64/.
- Mendoza-González, Miguel Ángel (2012). Dinámica económica regional de largo plazo en México: 1940-2010, en *Análisis Espacial y Regional: Crecimiento, concentración económica, desarrollo y espacio*, editado por Miguel Ángel Mendoza, Luis Quintana Romero y Normand Asuad, Plaza y Valdés y la Facultad de Economía-UNAM.
- Mora, Toni (2005). "Evidencing European Regional Convergence Clubs with Optimal Grouping Criteria", *Applied Economics Letters*, Vol. 12, No. 15, pp. 937-940.
- Myrdal, Gunnar (1957), *Economic Theory and Underdeveloped Regions*, Ed. Duckworth. London.
- Ottaviano, Gianmarco and Thisse (2004). Agglomeration and Economic Geography, en Henderson, J.V., Thisse, J.-F. (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4. North-Holland, Amsterdam.
- Perroux, François (1950). "Economic Space: Theory and Application". *Quarterly Journal of Economics*, No. 64, pp. 89-104.
- Perroux, François (1955). "Note sur la notion de pole de croissance". *Economie Appliquée*, No. 8, pp. 307-320.
- Petrakos, George, Andrés Rodríguez-Pose y Antonis Rovolis (2005) "Growth, integration, and regional disparities in the European". *Environment and Planning*, vol. 37, No. 10. pp. 1837-1855.
- Phillips, Peter and Moon Hyungsik (2000). "Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview of Some Recent Developments". *Econometric Reviews*, Vol. 19, No. 3, pp. 263-286.

- Ramsey, Frank Plumpton (1928) “A Mathematical theory of savings” *Economic Journal*, Vol. 38, No. 152, pp. 543-559.
- Rodríguez, Andrés and Javier Sánchez (2002). The Impact of Trade Liberalization on Regional Disparities in Mexico”. *Growth and Change*, Vol. 33, pp. 72–90.
- Rodríguez-Oreggia, Eduardo (2002). Polarization of Income under Structural Changes: Winners and Losers of Regional Growth in Mexico, EUI working paper RSC.
- Rodríguez-Orregia, Eduardo (2005). “Regional disparities and determinants of growth in Mexico”. *The Annals of Regional Science*, Vol. 39, No. 2, pp. 207-220.
- Solow, Robert Merton (1956). “A Contribution to the Theory of Economic Growth”. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1, pp. 65–94.
- Tong, Howell (1978), On a Threshold Model, in C. Chen (ed.), *Pattern Recognition and Signal Processing*, Amsterdam: Sijhoff and Noordhoff.
- Venegas-Martínez, F. (1999). Crecimiento endógeno, dinero, impuestos y deuda externa. *Investigación Económica*, Vol. 59, No. 229, pp. 15-36.