

# Reexaminando la hipótesis de convergencia a la economía líder regional en México: un análisis de cointegración en panel\*

**DOMINGO RODRÍGUEZ-BENAVIDES\*\*  
Y MIGUEL ÁNGEL MENDOZA-GONZÁLEZ\*\*\***

## RESUMEN

Se reexamina la hipótesis de convergencia regional en México con tres definiciones de economía líder: Nacional, Distrito Federal y Estados Unidos, a través de diversos métodos de integración y cointegración en panel para el periodo 1970-2012. Los resultados de las pruebas de raíces unitarias en panel muestran evidencia de convergencia del PIB per cápita de los estados de la República Mexicana respecto al Distrito Federal y a Estados Unidos en el subperiodo 1970-1985, y no sobre la media nacional, lo cual es más evidente para el periodo 1985-2012. Paradójicamente a los resultados de la versión irrestricta, encontramos evidencia de convergencia en la versión restringida de la prueba a través del estimador media del grupo (MG) en el segundo periodo relacionado con el promedio nacional y con Estados Unidos. En cuanto al Distrito Federal, en el primer periodo la evidencia fue muy endeble ya que no fue soportada por la prueba de Hausman.

**Palabras clave:** crecimiento económico, convergencia regional en México, pruebas de integración y cointegración en panel.

**Clasificación JEL:** C13, F44, C54.

---

\* Los autores agradecen los comentarios de dos dictaminadores anónimos que mejoraron la discusión y análisis.

\*\* Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional, México. Correo electrónico: drodriguez@ipn.mx

\*\*\* Posgrado de Economía, Universidad Nacional Autónoma de México, México. Correo electrónico: mendozag@unam.mx.

## **ABSTRACT**

### **Re-examining the convergence hypothesis to economics regional leader in Mexico: a panel cointegration analysis**

In this study the hypothesis of regional convergence in Mexico with three definitions of leading economy, National, Distrito Federal and the United States, is reviewed through several methods of integration and panel cointegration for the period 1970-2012. The results of the panel unit root tests show evidence of convergence of GDP per capita of the states of Mexico with regard to the Distrito Federal and the United States in the sub-period 1970-1985, and not with regard to the national average, which is more evident for the period 1985-2012. Paradoxically to the results of the unrestricted version, we found evidence of convergence in the restricted version of the test through the estimate mean group (MG) in the second period compared to the national average and the United States. Regarding the Distrito Federal, the evidence for the first period was very flimsy since the Hausman test could not withstand it.

**Keywords:** economic growth, regional convergence in Mexico, panel integration and cointegration tests.

**JEL classification:** C13, F44, C54.

## **INTRODUCCIÓN**

En este artículo se reexamina la hipótesis de convergencia regional en México, con tres definiciones de economía líder: Nacional, Distrito Federal y de Estados Unidos; asimismo, se emplean múltiples métodos de integración y cointegración en panel para el periodo 1970-2012. Desde el punto de vista de la teoría neoclásica (Ramsey, 1928; Solow, 1956; Cass, 1956 y Koopmans, 1965), un proceso de convergencia regional absoluta se explica porque las economías regionales con menos desarrollo o más pobres –en nuestro caso– crecen a una tasa mayor y más rápida que las economías más ricas, y a largo plazo tienden al mismo nivel de ingreso por habitante de equilibrio (promedio nacional). No es necesaria una política económica, debido a que las desigualdades regionales representan desequilibrios temporales que se pueden ajustar con la movilidad del capital, trabajo y/o difusión del conocimiento, entre otros. En cambio, si el crecimiento regional sigue un proceso de convergencia condicional, donde las economías con menos desarrollo o

más pobres crecen más que las ricas, pero donde una alcance su propio nivel de equilibrio, las desigualdades entre las economías regionales no solamente existirán camino al equilibrio, sino que persistirán si los niveles de ingreso de equilibrio de cada tipo de economía (rica o pobre) son muy diferentes estructuralmente (Barro y Sala-i-Martin 1990 y 1995; Mankiw, Romer y Weil, 1992). En tal caso, la política económica regional tiene que ser más activa y se debe definir una estrategia para modificar las condiciones estructurales que determinan los equilibrios de las economías menos desarrolladas.

En trabajos previos sobre la economía regional de México, la discusión se ha enfocado en probar si el crecimiento regional sigue un proceso de convergencia absoluta y/o condicional, considerando como referencia al promedio de la economía nacional. Las conclusiones más importantes son que tomando 1970 como el año inicial, el crecimiento económico regional se caracterizó por un proceso de convergencia condicional de 1970-2001, convergencia absoluta y condicional de 1970-1985, y un proceso de divergencia condicional de 1985-2001. En algunos estudios se han utilizado los periodos de 1985-2001 o 1994-2001 para concluir que el GATT y el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) son parte de la explicación de los procesos de divergencia regional en México.

Las aportaciones más importantes de este artículo se dividen en dos grupos: desde un punto de vista analítico, nos enfocamos en revisar si las principales conclusiones sobre el proceso de crecimiento regional de México se mantienen para el periodo 1970-2012, para ello se utiliza el concepto de convergencia a economía líder. En la tipología de Baumol, Nelson y Wolff (1994), la hipótesis de convergencia puede tener múltiples interpretaciones, las más usadas son las de convergencia absoluta, convergencia condicional o explicada, que se pueden combinar con supuestos de homogeneización o especificar con los conceptos de brechas (*gap*) o de acercamiento (*catch-up*) a la economía líder, que se identifica como la más rica en estudios de brechas o la economía que se encuentra en la frontera tecnológica (Benhabib y Spiegel, 1994). En este estudio se consideran tres tipos de economías líderes: el primero es el promedio nacional, utilizado en la mayoría de las investigaciones, conocido como convergencia a la media (Juan-Ramón y Rivera-Batiz, 1996; Esquivel, 1999; Carrillo, 2001; Rodríguez-Oreggia, 2002; Mendoza, 2012); al Distrito Federal, como lo proponen Díaz *et al.* (2009), que se justifica

por mantener el ingreso por habitante más alto en todo el periodo de análisis; y a la economía de Estados Unidos, a donde se dirige la mayor proporción de las exportaciones mexicanas producidas principalmente en el centro y el norte de la República Mexicana, a diferencia de los otros estudios de convergencia que han incluido la influencia externa de forma indirecta o exógena (Rodríguez y Sánchez, 2002; Esquivel y Messmacher, 2002; Diaz-Bautista, 2003; Aguayo Téllez, 2004; Rodríguez-Orregia, 2005; Chiquiar, 2005; y González Rivas, 2007).

En segundo lugar, desde el punto de vista metodológico, se utilizan múltiples métodos de integración y cointegración en panel, innovadores para probar las hipótesis de convergencia condicional con heterogeneidad de las economías regionales. Los modelos de corte transversal utilizados para probar convergencia absoluta o condicional son fuertemente criticados debido a que el parámetro beta de convergencia puede ser negativo para toda la muestra, ello se puede atribuir a una submuestra de regiones que converga al grupo específico de estados estacionarios (Bernard y Durlauf, 1996), o a que en realidad represente un comportamiento de reversión a la media sin que eso implique convergencia (Quah, 1993; 1996b). En tal sentido, los modelos panel en general incorporan heterogeneidad por medio de constantes individuales por región, estimadas con efectos fijos o aleatorios, lo cual implica que las regiones pueden converger a diferentes estados estacionarios y no a uno solo, como se supone en modelos de corte transversal. En el caso de que se analice el comportamiento de cada región con respecto a una economía líder, tipo de brechas o acercamiento, entonces se pueden utilizar los conceptos de integración o cointegración para considerar si las regiones convergen con dinámicas individuales a los diferentes estados estacionarios. En este trabajo se utilizan pruebas de integración (Levin, Lin y Chu, 1993 y 2002; Maddala y Wu, 1999; Im *et al.*, 2003) y de cointegración (Kao, 1999; Pedroni, 1995 y 1999; Maddala y Wu, 1999) en panel de primera y segunda generación, donde se incorpora la heterogeneidad por constante y por los parámetros de convergencia.

Las siguientes partes del trabajo se organizan como sigue. En la sección 1 se revisa la literatura empírica sobre las pruebas de convergencia absoluta y condicional, así como la metodología econométrica. La segunda sección contiene la metodología econométrica de pruebas de raíces unitarias y cointegración en panel. En la tercera sección se analizan los resultados de aplicar la metodología econométrica a las series del PIB

por habitante de las entidades federativas de la República Mexicana para el periodo de 1970-2012. Finalmente se presentan las conclusiones.

## 1. BREVE REVISIÓN DE LA LITERATURA EMPÍRICA

### 1.1. Especificación de las pruebas de convergencia absoluta y condicional

Uno de los conceptos de convergencia comúnmente empleados es el de  $\beta$ -convergencia. Se dice que existe  $\beta$ -convergencia entre países o regiones si hay una 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 en 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. Esos estudios se centraron en un modelo de la forma:

$$g_i = \alpha X_i + \beta y_{i0} + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde  $g_i$  es la tasa de crecimiento de las  $i$  regiones,  $y_{i0}$  es el valor de la variable en el comienzo del periodo de análisis,  $X_i$  incluye variables por región para controlar efectos específicos de cada una de ellas, y  $\varepsilon_i$  es el término de perturbación. El valor inicial de la variable  $y_{i0}$  se incluye con la finalidad de probar la hipótesis de convergencia (Durlauf, 2000). De esta forma, si el valor de  $\beta$  resulta negativo en (1), entonces existe  $\beta$ -convergencia. En términos de la ecuación (1), una forma de probar la versión absoluta, o incondicional, de la convergencia consiste en excluir las variables de control específicas de cada región y verificar que el signo de  $\beta$  sea negativo; mientras que una prueba de convergencia condicional se lleva a cabo incorporando las variables de control (Barro y Sala-i Martin, 2004). Sin embargo, distintos estudios critican esta forma de probar convergencia. Por ejemplo, Bernard y Durlauf (1996) afirman que una vez que este análisis se aplica a un conjunto de datos de regiones a través de un modelo correctamente especificado con múltiples estados estacionarios, entonces un coeficiente  $\beta$  negativo para toda la muestra puede atribuirse a una submuestra de esas regiones que converjan al grupo específico de estados estacionarios. Adicionalmente, Quah (1993, 1996b) sugiere que estas pruebas sobre la hipótesis de

convergencia sufren de la falacia de Galton, es decir, que una vez que las tasas de crecimiento son regresadas sobre los niveles iniciales, un coeficiente  $\beta$  negativo se debe a una reversión hacia la media, lo cual no necesariamente implica convergencia.

Una de las principales críticas a la gran mayoría de estudios que han utilizado (1) es que tienden a ignorar los patrones subyacentes de heterogeneidad en los datos al utilizar un modelo de regresión idéntico para todas las regiones de la muestra. Algunos de ellos usan variables *dummy* con el fin de controlar las diferencias en el proceso de crecimiento entre grupos de regiones; sin embargo, esto no es suficiente para capturar los estadísticos de los grupos en el conjunto de datos. Al respecto, Bernard y Durlauf (1994 y 1995) evalúan la posibilidad de incluir heterogeneidad en el análisis de convergencia utilizando el siguiente modelo:

$$y_{it} = \alpha_{ij} + \beta y_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

donde  $y_{it}$  es el ingreso per cápita de la región a estudiar,  $y_{jt}$  el ingreso per cápita de la economía regional líder o de referencia,  $\alpha_{ij}$  es una constante que denota diferencias permanentes entre las dos economías (Cermeño y Llamosas, 2007). Si hay convergencia, las diferencias entre las dos regiones tenderán a reducirse a través del tiempo, es decir, se requiere que  $\alpha_{ij} = 0$  para que las diferencias se hayan eliminado por completo (convergencia absoluta). De no cumplirse lo anterior, se tenderá a un determinado nivel diferenciado (convergencia condicional). De esta manera, el cumplimiento de la hipótesis de convergencia absoluta requiere que  $\beta = 1$  y  $\alpha_{ij} = 0$ . Si  $\alpha_{ij} \neq 0$ , entonces hay evidencia de convergencia condicional.

Si se cumple la convergencia absoluta, entonces una forma sencilla y directa de probarla sería obtener la diferencia entre el ingreso per cápita de la región a estudiar y el de la economía líder o de referencia, ambos en logaritmos naturales:

$$y_{it} - y_{jt} = \varepsilon_t \quad (3)$$

A partir de esta serie, la hipótesis nula de no-convergencia absoluta se puede formular como:

$$H_0: y_{it} - y_{jt} = I(1), \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (4)$$

Lo anterior se puede llevar a cabo a través de las pruebas de raíces unitarias. A esta versión de la prueba se le conoce como la versión restringida o de convergencia absoluta. De acuerdo con Cheung y García (2004), el probar la hipótesis nula establecida en (4) puede sesgar los resultados hacia la aceptación de la hipótesis de no convergencia debido al reducido poder de las pruebas de raíces unitarias, por lo que ellos proponen evaluar la hipótesis de convergencia absoluta a través de la siguiente manera:

$$H_0: y_{it} - y_{jt} = I(0), \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (5)$$

Si no es posible rechazar (4) y (5) al mismo tiempo, los resultados de las pruebas entran en conflicto y de esta manera no es posible distinguir la dinámica que ha seguido la convergencia presente en los datos, en el sentido de Cheung y Garcia (2004).

Por lo que respecta a la versión irrestricta de la prueba, ésta no se supone *a priori* y se emplea el modelo (2) para estimar los parámetros  $\alpha_{ij}$  y  $\beta$ . Bajo esta versión de la prueba, la hipótesis de no convergencia condicional se evalúa aplicando la prueba de raíz unitaria sobre los errores estimados en este modelo. Según este enfoque, la hipótesis nula establece que no hay cointegración entre los ingresos per cápita de la región de interés con respecto de la economía regional líder. Además, esta versión de la prueba tiene la ventaja de que es posible determinar si la constante es significativa y, por lo tanto, puede mostrar evidencia de convergencia condicional, así como verificar si el vector (1, -1) del modelo restringido se cumple o no y por tanto se pruebe convergencia absoluta.

La prueba planteada en (3) para probar la hipótesis de convergencia entre dos regiones se puede extender para un modelo panel que comprenda un conjunto de economías regionales de la siguiente forma:

$$D_1 y_{it} = y_{it} - y_{jt} \quad (6)$$

donde  $y_{it}$  es el ingreso per cápita de la región  $i$  en el momento  $t$ , y  $y_{jt}$  es el ingreso per cápita de la economía líder en el tiempo  $t$ , ambos en logaritmos. En consecuencia, la hipótesis de convergencia entre dos economías se puede probar por medio del análisis de integración y cointe-

gración en panel cuando los ingresos per cápita de ambas regiones son estacionarios (Díaz *et al.*, 2009), lo cual se puede llevar a cabo aplicando distintas pruebas de raíces unitarias en panel al conjunto de series resultante de (5).

Una versión menos restrictiva de (6) es la extensión de (2) al modelo panel de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + \beta y_{jt} + v_{it} \\ D_2 y_{it} &= y_{it} - \alpha_i - \beta y_{jt} = v_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

De esta manera, el modelo (7) provee una estimación de la pendiente para el panel en conjunto, lo cual permite probar la hipótesis de convergencia para el conjunto de regiones incorporadas en el panel.

En este trabajo se utilizarán las versiones de la prueba establecidas en (6) y (7) con técnicas de cointegración en panel, con la finalidad de probar la hipótesis de la convergencia regional para las entidades federativas de México y tres definiciones de economía líder: el Distrito Federal, la economía nacional promedio y la de Estados Unidos.

## ***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, Sánchez y Mendoza, 2009; Esquivel, 1999; Cermeño, 2001; Carrillo, 2001; Díaz-Bautista, 2003; Mendoza, 2004) coinciden en dividir en dos grandes periodos, tomando como punto de inflexión 1985, con la finalidad de dar cuenta 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, 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.

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: primero 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 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 (2014) 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.

Dentro de los estudios realizados para probar convergencia a nivel regional destaca el de Díaz *et al.* (2009), quienes efectúan pruebas de raíces unitarias y de cointegración en panel para probar tal hipótesis en los estados de la República Mexicana hacia el PIB del Distrito Federal en el periodo 1970-2004. Ellos encuentran evidencia a favor de la convergencia condicional a través de la estimación de la ecuación (7), por el método de Mark y Sul (2003), y sus estimaciones de la velo-

cidad 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 numerosos 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 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, Cermeño *et al.* (2009) encuentran una dinámica congruente con crecimiento estratificado.

## 2. METODOLOGÍA ECONOMETRICA Y DATOS

### 2.1. Pruebas de raíces unitarias en panel

Con la finalidad de probar la posible presencia de raíces unitarias en los conjuntos de series empleadas, utilizamos tres pruebas de raíces unitarias en panel: Levin, Lin y Chu (LLC), Maddala y Wu (MW) e Im, Pesaran y Shin (IPS) (2003). La primera de ellas parte de considerar la siguiente especificación:

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

La principal característica de la prueba es que se asume un coeficiente común  $\alpha_{ij} = \rho - 1$ , pero permite que el número de rezagos para las unidades varíe entre ellas. Bajo la hipótesis nula existe una raíz unitaria, mientras que bajo la alternativa no existe raíz unitaria. El método descrito por LLC permite derivar una estimación de  $\alpha$  de *proxies* de  $\Delta y_{it}$  y  $y_{it}$ , que son estandarizadas y libres de autocorrelación y términos deterministas.

LLC muestran que, bajo la hipótesis nula, el estadístico *t* modificado en la prueba se distribuye asintóticamente de forma normal, es decir:

$$t_{\alpha}^* = \frac{t_{\alpha} - (N\tilde{T})S_N\hat{\sigma}^{-2}se(\hat{\alpha})\mu_m\tilde{T}^*}{\sigma_m\tilde{T}^*} \rightarrow N(0,1) \quad (9)$$

Donde  $t_{\alpha}$  es el estadístico  $t$  estándar para  $\hat{\alpha} = 0$ ;  $\hat{\sigma}^2$  es la varianza estimada del término del error  $\eta$ ;  $se(\hat{\alpha})$  es el error estándar de  $\hat{\alpha}$ , mientras que:

$$\tilde{T} = T - \left( \sum_i p_i/N \right) - 1 \quad (10)$$

Los términos restantes se obtienen a través del cálculo de momentos más elaborados. Una de las virtudes del método de LLC es que es posible especificar un número de rezagos diferente para cada unidad; además de que es posible especificar la prueba sin términos deterministas, incluir términos constantes (interceptos) individuales (efectos fijos), o incorporar tanto términos constantes individuales y tendencias.

A diferencia de la mayoría de las pruebas de raíces unitarias en panel, denominadas de primera generación, que asumen un parámetro común autoregresivo en el panel, la prueba de IPS relaja este supuesto. El punto de partida de la prueba IPS es un conjunto de regresiones Dickey-Fuller de la forma:

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + z_{it} \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

En donde  $\rho$  es específico para cada una de las unidades o individuos que conforman el panel. Im *et al.* (2003) asumen que  $\varepsilon_{it}$  se distribuyen normalmente para toda  $i$  y  $t$ , y que cada una de los  $\varepsilon_{it}$  tienen varianzas heterogéneas  $\sigma_i^2$  a través del panel. La prueba propuesta por IPS permite resolver el problema de correlación serial de las pruebas de Levin y Lin (1993), y Levin *et al.* (2002), asumiendo heterogeneidad entre las unidades en el contexto de panel dinámico; la prueba se especifica de la siguiente manera:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} : i = 1, \dots, N ; t = 1, \dots, T \quad (12)$$

Donde  $y_{it}$  es cada una de las variables consideradas en nuestro modelo,  $\alpha_i$  es el efecto fijo individual y  $p$  es lo suficientemente grande para garantizar que los residuos no estén correlacionados en el tiempo (Bangake

y Eggoh, 2011). Bajo esta especificación, la hipótesis nula es que  $\rho_i < 0$  para todo  $i$  contra la hipótesis alternativa de que  $\rho_i < 0$  para algún  $i=1, \dots, N_1$  y  $\rho_i = 0$  para  $i=N_1+1, \dots, N$ .

El estadístico de prueba IPS es el promedio de los estadísticos de las pruebas Dickey-Fuller Aumentadas (ADF) individuales y se puede escribir como sigue:

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT} \quad (13)$$

Donde  $t_{iT}$  es el estadístico ADF para cada uno de los países, en una especificación similar a (12). Im *et al.* (2003) muestran que este estadístico, bajo la hipótesis nula de no estacionariedad en el contexto de datos panel, se distribuye asintóticamente como normal estándar. El estadístico  $t_{IPS}$  estandarizado viene dado por:

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{n} \left( \bar{t} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[t_{iT} | \rho_i = 0] \right)}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Var[t_{iT} | \rho_i = 0]}} \quad (14)$$

Por otro lado, Maddala y Wu (1999), de aquí en adelante mw, sostienen que varias dificultades surgen en la prueba IPS al relajar el supuesto de homogeneidad de la raíz a través de las unidades. mw sugieren, por el contrario, el uso de una prueba del tipo Fisher, la cual se construye a partir de la combinación de los valores  $p$ , denotados por  $\pi_i$  del estadístico de la prueba de la raíz unitaria en cada una de las secciones cruzadas. El estadístico de prueba de mw,  $\lambda$ , está dado por:

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln \pi_i \quad (15)$$

El cual se distribuye como una  $\chi^2(2N)$  bajo la hipótesis nula de independencia de sección cruzada. De igual forma, Breitung (2000) argumenta que las pruebas IPS pierden potencia al incorporar tendencias individuales. Una de las ventajas de la prueba de Maddala y Wu (1999) es que su valor no depende de los diferentes rezagos incorporados en las regresiones individuales para obtener cada uno de los estadísticos ADF.

Como en el caso de la mayoría de las pruebas ADF, tanto IPS como MW descansan sobre el supuesto de que las unidades de sección cruzada son independientes.

## 2.2. Pruebas de cointegración en panel

Diversas pruebas de cointegración en panel se han propuesto para probar la existencia de una relación de equilibrio estable y de largo plazo entre variables en panel, en esta sección describimos brevemente el procedimiento de las tres pruebas empleadas para probar convergencia; la de Kao (1999), Pedroni (1995, 1999) y de Maddala y Wu (1999). Kao y Pedroni han propuesto pruebas de cointegración en panel empleando el enfoque uniecuacional, donde la hipótesis nula en ambas pruebas es que no existe cointegración entre las variables en cuestión. De igual forma, Maddala y Wu desarrollan una prueba construida a partir del procedimiento de Johansen.

### 2.2.1. Pruebas de cointegración de Kao (1999)

Las pruebas propuestas por Kao (1999) son del tipo ADF similares al enfoque estándar uniecuacional adoptadas en el procedimiento de Engle y Granger de dos pasos. En el caso que aquí nos ocupa, el procedimiento consiste en estimar el siguiente modelo de regresión en panel:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i z_{it} + \beta y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

Donde se asume que  $y_{it}$  y  $y_{it}$  son no estacionarios y que  $z_{it}$  es una matriz de componentes deterministas. Con los residuos de este modelo, se estima el siguiente modelo:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \rho \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + v_{it} \quad (17)$$

y donde  $\hat{\varepsilon}_{it} (= y_{it} - \alpha_i - \delta_i z_{it} - \beta y_{it})$ . En este caso, se intenta probar la hipótesis nula de no cointegración,  $H_0: \rho = 1$ , en (17), contra la alternativa de que  $y_{it}$  y  $y_{it}$  están cointegradas, es decir, que  $H_1: \rho < 1$ . Kao desarrolló cuatro pruebas tipo Dickey-Fuller (DF), las cuales se limitan únicamente al caso de efectos fijos. Dos de las pruebas de Kao asumen fuerte exogeneidad de los regresores y los errores en (16) y se denotan por  $DF_p$  y  $DF_s$ , mientras que las otras pruebas, que no son paramétricas, hacen correcciones por alguna relación endógena y se

denotan por  $DF_{\rho}^*$  y  $DF_t^*$ . Las cuatro pruebas incluyen correcciones no paramétricas para la posibilidad de que se encuentre presente correlación serial, debido a que la ecuación (17) involucra una regresión de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) de  $\hat{e}_{it}$  sobre un solo valor rezagado de  $\hat{e}_{it}$ . Alternativamente, Kao también propuso una prueba que extiende (17) para que incluya diferencias rezagadas en los residuales, así como parte del procedimiento de estimación, obtiene una versión ADF de su prueba sobre la existencia de correlación serial. Todas las pruebas se distribuyen asintóticamente como una distribución normal estándar. Es importante destacar que las cinco versiones de Kao imponen homogeneidad en el coeficiente de la pendiente  $\beta$ , es decir, no se permite que varíe entre los individuos que conforman el panel.

La prueba de cointegración de Kao (1999) se lleva a cabo a través de la estimación de los siguientes estadísticos:

$$DF_r = \frac{\sqrt{NT}(r-1) + 3\sqrt{3}}{\sqrt{10.2}} \quad (18)$$

$$DF_t = \sqrt{1.25}t_p + \sqrt{1.875}\Lambda \quad (19)$$

$$DF_{\rho}^* = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}-1) + \frac{3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v}{\hat{\sigma}_{0v}^2}}{\sqrt{3 + \frac{7.2\hat{\sigma}_v^4}{\hat{\sigma}_{0v}^4}}} \quad (20)$$

$$DF_t^* = \frac{t_{\rho} + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}} \quad (21)$$

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}} \quad (22)$$

La hipótesis nula en las pruebas de cointegración en panel, tanto de Kao (1999) como en las de Pedroni (1995) y (1999), es que la ecuación estimada no está cointegrada.

### 2.2.2. Pruebas de cointegración de Pedroni (1995, 1999)

Las pruebas de Pedroni (1995 y 1999) tienden a relajar el supuesto de homogeneidad impuesto en las pruebas de Kao. De esta forma, para llevar a cabo las pruebas de cointegración de Pedroni es necesario estimar el siguiente modelo:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_1 t + \beta_i y_{it} + e_{it} \quad (23)$$

De 23 se obtienen los residuos y con estos se sigue un procedimiento similar al descrito en (17). Debido a que se permite que tanto las  $\alpha_i$  y las  $\beta_i$  varíen entre los  $i$  miembros del panel, este enfoque más flexible contempla una considerable heterogeneidad tanto de corto como de largo plazo, la cual permite considerar que tanto la dinámica como los efectos fijos pueden diferir entre los individuos en el panel y por ende que el vector de cointegración puede ser diferente entre ellos bajo la hipótesis alternativa.

La forma en que se incorpora la dinámica para corregir correlación serial depende de la prueba de Pedroni del modelo considerado. Él construye tres pruebas no-paramétricas que intentan corregir la correlación serial: *i*) un estadístico de razón de varianzas no paramétrico; *ii*) una prueba análoga al estadístico-rho de Phillips-Perron (PP) (1988); y *iii*) una prueba similar al estadístico  $t$  de PP. La prueba de Pedroni (1995) se lleva a cabo, para el caso de dos variables, a través de los siguientes estadísticos:

$$\hat{\rho}_{NT} - 1 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{e}_{it} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2} \quad (24)$$

El cual sigue una distribución  $t$ -student. Y con los siguientes estadísticos se prueba la hipótesis nula de no cointegración entre las variables en cuestión:

$$PC_1 = T\sqrt{N}(\hat{\rho}_{NT} - 1)/\sqrt{2} \quad (25)$$

$$PC_2 = \sqrt{NT(T-1)}(\hat{\rho}_{NT} - 1)/\sqrt{2} \quad (26)$$

Pedroni (1999) ha propuesto siete estadísticos diferentes para probar cointegración en datos en panel, de los cuales cuatro de ellos se basan en un término en común, que se refiere a la dimensión intragrupos (*Within*), y los últimos tres se basan en la dimensión entre los grupos (*Between*). Ambos tipos de pruebas se enfocan sobre la hipótesis nula de no cointegración. Sin embargo, la distinción viene de la especificación de la hipótesis alternativa. Para la prueba que se basa en *Within*, la hipótesis alternativa es que  $\rho_i = \rho < 1$  para toda  $i$ , mientras que para los últimos tres estadísticos que se basan sobre la dimensión *Between*, la hipótesis alternativa es  $\rho_i < 1$ , para toda  $i$ . Las distribuciones en muestras finitas para los siete estadísticos han sido tabuladas por Pedroni a través de simulaciones Monte Carlo. El estadístico de prueba calculado debe ser menor al valor crítico tabulado para rechazar la hipótesis nula de la ausencia de cointegración.

### 2.2.3. Prueba de cointegración de Maddala y Wu (1999)

Maddala y Wu (1999) emplean el resultado obtenido por Fisher (1932), en el cual deriva una prueba combinada que emplea los resultados de las pruebas individuales independientes para proponer un enfoque alternativo que valide cointegración en datos panel a través de la combinación de experimentos individuales en las secciones cruzadas y obtener el estadístico de prueba para el panel en su conjunto.

Si  $\pi_i$  es el valor de una prueba de cointegración individual para la sección cruzada  $i$ , entonces bajo la hipótesis nula para el panel se prueba a través del siguiente estadístico:

$$-2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow \chi_{2N}^2 \quad (27)$$

que se distribuye como una  $\chi^2$  con  $2N$  grados de libertad.

## 2.3. Métodos de estimación en panel para variables cointegradas

Para los modelos de cointegración en panel, las propiedades asintóticas de los estimadores de los coeficientes de los modelos de regresión y las

pruebas estadísticas asociadas son diferentes de los que se estiman por los modelos de cointegración de series de tiempo (véase Baltagi, 2008). Algunas de esas diferencias se han puesto de manifiesto en trabajos recientes en Kao y Chiang (2000), Phillips y Moon (1999), Pedroni (2000, 2004) y Mark y Sul (2003), por mencionar unos cuantos. Los modelos de cointegración en panel están diseñados para estudiar cuestiones sobre relaciones de largo plazo típicamente encontradas en datos macroeconómicos, financieros y recientemente en regionales. Tales relaciones de largo plazo son frecuentemente postuladas por la teoría económica y este es el principal interés para estimar los coeficientes de regresión y probar si se satisfacen o no las restricciones teóricas. Phillips y Moon (1999) y Pedroni (2000) proponen un estimador modificado (FM), el cual puede ser visto como una generalización del estimador de Phillips y Hansen (1990), mientras que Kao y Chiang (2000) proponen un método alternativo que se basa en el estimador de mínimos cuadrados dinámicos (DOLS), el cual toma como punto de partida los trabajos de Saikkonen (1991) y Stock y Watson (1993).

### 2.3.1. El estimador de la media del grupo

Con la finalidad de probar la hipótesis de convergencia a nivel de estados para México, en este trabajo emplearemos los estimadores propuestos por Pesaran, Shin y Smith (1999), quienes sugieren dos diferentes estimadores con el fin de resolver el posible sesgo atribuible a la heterogeneidad de pendientes en los modelos panel dinámicos. Esos estimadores son el grupo de medias (*mean group*, MG) y el estimador de medias agrupadas (*pooled mean group*, PMG).

El estimador MG permite obtener parámetros de largo plazo para el panel a partir de un promedio de los parámetros de largo plazo de modelos de rezagos distribuidos (ADRL) para las unidades o individuos, Asteriou y Hall (2007); por ejemplo, si el ADRL es el siguiente:

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i Y_{i,t-1} + \beta_i X_{i,t} + e_{i,t} \quad (28)$$

Entonces el parámetro de largo plazo,  $\theta_i$ , para el individuo o unidad  $i$  es:

$$\theta_i = \frac{\beta_i}{1 - \gamma_i} \quad (29)$$

Y los estimadores para el panel en su conjunto estarán dados por:

$$\theta = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \theta_i \hat{a} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N a_i \quad (30)$$

Es posible mostrar que el estimador MG con un número suficientemente grande de rezagos provee estimadores superconsistentes de los parámetros de largo plazo, aun cuando los regresores tengan orden de integración igual a 1 (Pesaran, Shin y Smith, 1999). Los estimadores MG son consistentes y tienen distribuciones normales asintóticas para  $N$  y  $T$  suficientemente grandes, sin embargo, para muestras en las que  $T$  es pequeño, el estimador MG es sesgado y puede conducir a inferencias erróneas, por lo que su uso en estos casos se recomienda con cautela.

### 2.3.2. El estimador agrupado de medias

Pesaran y Smith (1995) muestran que, a diferencia de los modelos estáticos, los modelos panel agrupados dinámicos heterogéneos generan estimadores que son inconsistentes aun en muestras grandes. Baltagi y Griffin (1997) argumentan que el beneficio en términos de eficiencia de la agregación de los datos supera a la pérdida debida al sesgo inducido por la heterogeneidad. Pesaran y Smith (1995) observan que es improbable que la especificación dinámica sea común a todas las unidades, es al menos concebible que los parámetros de largo plazo del modelo puedan ser comunes. Ellos proponen realizar la estimación promediando los estimados individuales o agrupando los parámetros de largo plazo, si los datos lo permiten, y estimando el modelo como un sistema. Pesaran, Shin y Smith (1999) se refieren a este método como el estimador de medias agrupado (PMG), el cual combina la eficiencia de la estimación agrupada, al mismo tiempo que evita el problema de la inconsistencia proveniente de la asociación de relaciones dinámicas heterogéneas.

El PMG se encuentra en una posición intermedia entre el MG, en el cual se permite que tanto las pendientes como las constantes varíen entre las unidades, y el modelo clásico de efectos fijos, en el cual las pendientes son fijas y los interceptos varían entre las unidades. En el estimador PMG únicamente los coeficientes de largo plazo se restringen a ser los mismos entre las unidades, mientras que permite que los coeficientes de corto plazo varíen entre ellas.

En términos más precisos, la especificación sin restricciones del sistema ADRL de ecuaciones es la siguiente:

$$Y_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} Y_{i,t-j} + \sum_{i=0}^p \lambda \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (31)$$

Donde  $X_{i,t-j}$  es un vector de variables explicativas y  $\mu_i$  representa los efectos fijos. En principio, el panel puede ser desbalanceado, y  $p$  y  $q$  pueden variar entre las unidades. Este modelo puede ser reparametrizado como un VECM:

$$\Delta y_{it} = \theta_i (y_{i,t-1} - \beta' x_{i,t}) + \sum_{j=1}^{\rho-1} \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \phi'_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (32)$$

Donde las  $\theta_i$  son los parámetros de corto plazo para cada una de las unidades, y  $\beta$  es el parámetro de corto plazo, común para todas ellas. La estimación puede llevarse a cabo por MCO, imponiendo y probando restricciones de sección cruzada sobre  $\beta$ . No obstante, este procedimiento podría ser ineficiente en la medida que este ignora la covarianza contemporánea residual. Ante lo anterior, un estimador podría obtenerse a través del método SUR de Zellner, el cual es una forma de mínimos cuadrados generalizados factibles. Sin embargo, el procedimiento SUR de estimación sólo es posible si  $N < T$ , razón por lo cual Pesaran, Shin y Smith (1999) sugieren emplear el método de máxima verosimilitud.

Entre los estimadores MG y PMG, los cuales pueden considerarse como casos extremos, se encuentra el estimador dinámico de efectos fijos (DFE), el cual permite también que los interceptos difieran entre las unidades, pero impone homogeneidad de los coeficientes de la pendiente y de la varianza del error. Bajo heterogeneidad en la pendiente, Pesaran y Smith (1995) sostienen que el estimador DFE se ve afectado por un sesgo potencialmente serio de heterogeneidad, especialmente en muestras pequeñas.

### 3. 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 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. En primer lugar, se analiza la posible presencia de raíz unitaria en la diferencia del ingreso por habitante de cada entidad federativa en relación con cada uno de los indicadores que fueron considerados como la “economía líder”, es decir, con respecto al PIB per cápita del Distrito Federal (DF), de la media nacional y de Estados Unidos (EE. UU.). Los resultados de las pruebas de raíces unitarias en panel, con distintas especificaciones para los términos deterministas, se presentan en el cuadro 1. Es preciso señalar que el número de rezagos incorporado en cada prueba se determinó de acuerdo con el criterio automático informativo de Schwarz, en el programa econométrico *Eviews* 7.2. Los resultados de las pruebas de raíces unitarias en panel aplicados a la diferencia del ingreso por habitante de cada estado con respecto al PIB per cápita del Distrito Federal sugieren que esta variable es estacionaria en dos de las tres especificaciones de la prueba de Maddala y Wu (1999), sin términos deterministas y con intercepto individual, para la muestra total. Mientras que en cuanto a la media nacional, dicha prueba no pudo rechazar la hipótesis nula de la raíz unitaria en ninguna de las especificaciones; y, finalmente, con respecto al PIB de Estados Unidos sólo reveló estacionariedad cuando la prueba se especificó con intercepto y tendencia individuales.

Las pruebas de Maddala y Wu (1999), efectuadas al primer periodo, que va de 1970 a 1985, revelaron estacionariedad en la diferencia entre el PIB per cápita de los estados con respecto al DF y a la media nacional cuando la prueba se especificó sin términos deterministas; el mismo resultado se encontró cuando la diferencia se tomó referente a Estados Unidos bajo las especificaciones de intercepto individual e intercepto y tendencia individuales. En tanto que en el segundo periodo, de 1985 a 2012, las pruebas de raíces unitarias en panel de Maddala y Wu (1999) sólo revelaron estacionariedad en la diferencia del PIB per cápita de los estados con respecto al DF y a Estados Unidos, cuando la prueba se efectuó con intercepto individual, y con intercepto y tendencia individuales.

**Cuadro 1**  
**PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS EN PANEL PARA  $D_{it}$ .**  
**MUESTRA TOTAL Y POR PERIODOS**

	Sin términos deterministas		Intercepto individual		Intercepto y tendencia individuales	
	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.
<b>Maddala y Wu (1999)</b>						
<i>Muestra Total</i>						
Respecto al DF	-3.98	[0.00]	-1.78	[0.04]	-1.23	[0.11]
Respecto a la media	-0.20	[0.42]	1.03	[0.85]	0.78	[0.78]
Respecto a EE. UU.	–	–	0.24	[0.59]	-2.17	[0.02]
<i>Primer Periodo</i>						
Respecto al DF	-3.48	[0.00]	2.07	[0.98]	0.61	[0.73]
Respecto a la media	-2.43	[0.01]	–	–	–	–
Respecto a EE. UU.	-0.28	[0.39]	-5.80	[0.00]	-5.87	[0.00]
<i>Segundo Periodo</i>						
Respecto al DF	1.24	[0.89]	-3.30	[0.00]	-4.02	[0.00]
Respecto a la media	1.68	[0.95]	0.49	[0.69]	-0.52	[0.30]
Respecto a EE. UU.	–	–	-7.28	[0.00]	-2.17	[0.02]
<b>Levin, Lin y Chu (2002)</b>						
<i>Muestra Total</i>						
Respecto al DF	-3.22	[0.00]	-1.56	[0.06]	-0.52	[0.30]
Respecto a la media	0.54	[0.70]	-1.42	[0.08]	-0.06	[0.48]
Respecto a EE. UU.	–	–	-1.15	[0.13]	-0.63	[0.26]
<i>Primer Periodo</i>						
Respecto al DF	-1.15	[0.13]	-1.36	[0.09]	-0.78	[0.22]
Respecto a la media	-4.52	[0.00]	1.44	[0.92]	0.37	[0.64]
Respecto a EE. UU.	-2.28	[0.01]	-6.01	[0.00]	-0.84	[0.20]
<i>Segundo Periodo</i>						
Respecto al DF	1.56	[0.94]	-4.66	[0.00]	-4.02	[0.00]
Respecto a la media	–	–	-3.54	[0.00]	-0.72	[0.24]
Respecto a EE. UU.	–	–	-9.00	[0.00]	-3.23	[0.00]
<b>Im, Pesaran y Shin (2003)</b>						
<i>Muestra Total</i>						
Respecto al DF			-1.84	[0.03]	-1.66	[0.05]
Respecto a la media			1.02	[0.85]	0.78	[0.78]
Respecto a EE. UU.			0.09	[0.54]	-2.21	[0.01]
<i>Primer Periodo</i>						
Respecto al DF			1.38	[0.92]	0.40	[0.65]
Respecto a la media			–	–	–	–
Respecto a EE. UU.			-5.62	[0.00]	-5.73	[0.00]
<i>Segundo Periodo</i>						
Respecto al DF			-4.05	[0.00]	-4.74	[0.00]
Respecto a la media			0.44	[0.67]	-0.46	[0.32]
Respecto a EE. UU.			-7.32	[0.00]	-2.20	[0.01]

Nota: en los casos en los que se encuentra un guión, no fue posible establecer el valor  $p$  asociado a la prueba.

Fuente: elaboración propia.

En el caso de las pruebas de Levin, Lin y Chu (2002), los resultados revelan algo distinto. La mayoría de las pruebas efectuadas al segundo periodo sugieren estacionariedad en la diferencia del PIB per cápita con respecto a los tres indicadores empleados como la “economía líder”, y de esta manera tienden a validar el cumplimiento de la hipótesis de la convergencia en este periodo. De igual forma, resalta el hecho de que esta prueba no revela indicios de estacionariedad, y por tanto de convergencia, cuando se aplica a la muestra en su conjunto, con excepción de la prueba realizada a la diferencia del PIB per cápita de los estados de la Republica Mexicana con respecto al Distrito Federal cuando esta se especifica sin términos deterministas.

Los resultados de las pruebas de raíces unitarias en panel de Im, Pesaran y Shin (2003) muestran que en sólo dos de los seis casos en los que se llevó a cabo la prueba para la muestra total se encontró evidencia de convergencia. De manera similar, las pruebas IPS efectuadas sobre el primer periodo no encontraron convergencia respecto al Distrito Federal cuando éste se toma como la “economía líder”, mientras que sí mostraron evidencia de convergencia en este periodo con respecto a la economía de los Estados Unidos; esta prueba no se pudo llevar a cabo con respecto a la media nacional en este periodo. Por lo que respecta a los resultados de la prueba aplicados al segundo periodo, no mostraron evidencia de convergencia del PIB per cápita de los estados de la Republica en relación con la media, pero sí con respecto del Distrito Federal y Estados Unidos.

En síntesis, cuando se excluyen los resultados de las pruebas referentes a la media nacional, la mayoría de los estudios de Maddala y Wu (1999) sugieren la presencia de convergencia con base en la versión irrestricta de la prueba, revelando de esta manera que el PIB per cápita de los estados de la República Mexicana convergen hacia el PIB per cápita del DF, como al de Estados Unidos, y no hacia el promedio nacional. En tanto que las pruebas de Levin, Lin y Chu (2002) sugieren que la convergencia se encuentra presente en el segundo periodo para los distintos indicadores considerados como economía líder. En tanto que las pruebas Im, Pesaran y Shin (2003) ponen en entredicho la posibilidad de convergencia en la versión irrestricta de la prueba para la muestra total y para el primer periodo del Distrito Federal, mientras que en el segundo periodo sólo descartan la posibilidad de que haya convergencia en la media nacional, pero no para el Distrito Federal y

Estados Unidos. De esta forma, a pesar de mostrar resultados ambiguos, las pruebas efectuadas sugieren algunos patrones de comportamiento claramente identificables: hay mayor evidencia de convergencia del PIB per cápita de los estados de la República Mexicana con respecto al del Distrito Federal y Estados Unidos, y no a la media nacional, y ésta es más evidente en el periodo de 1985 a 2012.

**Cuadro 2**  
PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS EN PANEL PARA  $y_{it}$ .  
MUESTRA TOTAL Y POR PERIODOS

	Sin términos deterministas		Intercepto individual		Intercepto y tendencia individuales	
	<i>Estad.</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estad.</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estad.</i>	<i>Prob.</i>
Maddala y Wu (1999)						
<i>Muestra Total</i>						
(1970-2012)	—	—	-2.23	[0.01]	-3.90	[0.00]
<i>Primer Periodo</i>						
(1970-1985)	—	—	0.42	[0.66]	1.06	[0.86]
<i>Segundo Periodo</i>						
(1985-2012)	—	—	—	—	-4.48	[0.00]
Levin, Lin y Chu (2002)						
<i>Muestra Total</i>						
(1970-2012)	—	—	-2.23	[0.01]	-3.90	[0.00]
<i>Primer Periodo</i>						
(1970-1985)	—	—	-4.79	[0.00]	-1.60	[0.95]
<i>Segundo Periodo</i>						
(1985-2012)	—	—	-0.10	[0.46]	-5.91	[0.00]
Im, Pesaran y Shin (2003)						
<i>Muestra Total</i>						
(1970-2012)			-2.39	[0.01]	-3.94	[0.00]
<i>Primer Periodo</i>						
(1970-1985)			0.38	[0.65]	0.95	[0.83]
<i>Segundo Periodo</i>						
(1985-2012)			—	—	-4.44	[0.00]

Nota: en los casos en los que se encuentra un guión, no fue posible establecer el valor  $p$  asociado a la prueba.

Fuente: elaboración propia.

Por otra parte, la verificación de la versión de la prueba restricta se llevó a cabo contrastando, en primer lugar, la no estacionariedad de las variables en panel con las mismas pruebas de raíces unitarias en panel. Los resultados de las pruebas aplicadas al PIB per cápita de los estados de la República Mexicana se presentan en el cuadro 2. De acuerdo con

las pruebas de MW, no es posible rechazar la hipótesis de raíz unitaria en el panel del PIB per cápita de los estados de la República Mexicana en el primer periodo de la muestra, es decir, entre 1970 y 1985, cuando la prueba se especificó tanto con intercepto individual como con intercepto y tendencia individuales. En los otros casos, para la muestra total y para el segundo periodo, la prueba rechazó la hipótesis nula de raíz unitaria. Un resultado muy similar es el que se encuentra al aplicar las pruebas IPS. En tanto que las pruebas LLC muestran resultados ambiguos, para la muestra en su conjunto se rechaza la hipótesis nula de la raíz unitaria, al igual que en el primer periodo con intercepto individual y en el segundo periodo con intercepto y tendencia individuales, en los otros dos casos no es posible rechazar la hipótesis nula de la presencia de la raíz unitaria.

En las pruebas de cointegración en panel de Pedroni (1999), con el fin de averiguar si se encuentra presente una relación de equilibrio estable de largo plazo entre el PIB per cápita de los estados de la República Mexicana y los distintos PIB per cápita considerados como la “economía líder”, efectuadas con la incorporación de distintas especificaciones en los términos deterministas, revelaron que la cointegración se encuentra presente entre el PIB per cápita de los estados de la República Mexicana y el PIB per cápita de la economía de Estados Unidos, principalmente en la muestra total como en el segundo periodo y en una menor proporción de casos de la prueba en el primer periodo, como se puede apreciar en los cuadros 3 y 4.

Cuadro 3

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN EN PANEL DE PEDRONI.  
MUESTRA TOTAL Y POR PERIODOS (DIMENSIÓN WITHIN)

	Panel $\nu$		Panel $\rho$		Panel PP		Panel ADF	
	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.
<b>Respecto al Distrito Federal</b>								
<i>Muestra Total</i>								
STD	1.24	[0.11]	-1.56	[0.06]	-2.95	[0.00]	-2.48	[0.01]
Int. Indiv.	2.50	[0.09]	-1.41	[0.36]	-1.81	[0.20]	-0.61	[0.58]
Int. y Tend. Indiv.	-0.63	[0.74]	0.41	[0.66]	-1.12	[0.13]	-0.14	[0.45]
<i>Primer Periodo</i>								
STD	-2.75	[0.99]	0.47	[0.68]	-1.14	[0.13]	-0.94	[0.17]
Int. Indiv.	2.29	[0.01]	-1.07	[0.14]	-1.62	[0.05]	-1.70	[0.05]
Int. y Tend. Indiv.	-0.22	[0.59]	1.16	[0.88]	-2.33	[0.01]	-1.32	[0.09]

Cuadro 3 (continuación)

	Panel $\nu$		Panel $\rho$		Panel PP		Panel ADF	
	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.
<i>Segundo Periodo</i>								
STD	0.18	[0.43]	-1.47	[0.07]	-3.07	[0.00]	-3.64	[0.00]
Int. Indiv.	-0.44	[0.67]	-1.08	[0.14]	-2.30	[0.01]	-1.40	[0.08]
Int. y Tend. Indiv.	3.01	[0.00]	0.34	[0.63]	-1.75	[0.04]	-2.17	[0.02]
<b>Respecto al Promedio Nacional</b>								
<i>Muestra Total</i>								
STD	-0.26	[0.60]	0.26	[0.62]	-1.18	[0.12]	-0.88	[0.19]
Int. Indiv.	1.50	[0.07]	-1.37	[0.09]	-1.51	[0.07]	-1.96	[0.03]
Int. y Tend. Indiv.	-0.56	[0.71]	2.85	[0.99]	2.52	[0.99]	2.56	[0.99]
<i>Primer Periodo</i>								
STD	-1.63	[0.95]	0.62	[0.73]	-0.74	[0.23]	0.09	[0.54]
Int. Indiv.	2.89	[0.00]	0.77	[0.78]	1.56	[0.94]	-0.79	[0.22]
Int. y Tend. Indiv.	0.79	[0.21]	3.27	[0.99]	1.12	[0.87]	0.93	[0.83]
<i>Segundo Periodo</i>								
STD	0.55	[0.29]	-0.27	[0.39]	-1.30	[0.10]	-1.05	[0.15]
Int. Indiv.	2.84	[0.00]	-3.65	[0.00]	-4.18	[0.01]	-4.55	[0.00]
Int. y Tend. Indiv.	-0.80	[0.79]	1.95	[0.97]	0.83	[0.80]	1.14	[0.87]
<b>Respecto a los Estados Unidos</b>								
<i>Muestra Total</i>								
STD	2.19	[0.01]	-1.49	[0.07]	-2.82	[0.00]	-2.91	[0.00]
Int. Indiv.	5.50	[0.00]	-3.01	[0.00]	-3.04	[0.00]	-3.86	[0.00]
Int. y Tend. Indiv.	0.05	[0.48]	-0.03	[0.49]	-1.89	[0.03]	-2.72	[0.00]
<i>Primer Periodo</i>								
STD	-0.09	[0.53]	0.27	[0.61]	-1.29	[0.10]	-3.09	[0.00]
Int. Indiv.	3.36	[0.00]	-0.51	[0.30]	-0.10	[0.46]	-9.67	[0.00]
Int. y Tend. Indiv.	3.58	[0.00]	3.46	[0.99]	3.71	[0.99]	-0.71	[0.24]
<i>Segundo Periodo</i>								
STD	2.25	[0.01]	-0.89	[0.19]	-1.59	[0.06]	-1.71	[0.04]
Int. Indiv.	6.77	[0.00]	-6.17	[0.00]	-6.83	[0.00]	-6.27	[0.00]
Int. y Tend. Indiv.	1.41	[0.08]	-3.20	[0.00]	-6.83	[0.00]	-7.23	[0.00]

## MUESTRA TOTAL Y POR PERIODOS (DIMENSIÓN BETWEEN)

	Grupo $\rho$		Grupo PP		Grupo ADF	
	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.
<b>Respecto al Distrito Federal</b>						
<i>Muestra Total</i>						
STD	0.86	[0.80]	-3.72	[0.00]	-2.59	[0.01]
Int. Indiv.	1.12	[0.87]	-0.07	[0.47]	1.32	[0.91]
Int. y Tend. Indiv.	0.97	[0.83]	-1.70	[0.04]	0.27	[0.61]
<i>Primer Periodo</i>						
STD	2.70	[0.99]	-0.84	[0.20]	-0.90	[0.18]
Int. Indiv.	0.87	[0.81]	-0.68	[0.25]	-0.83	[0.20]
Int. y Tend. Indiv.	2.94	[0.99]	-1.56	[0.06]	-1.21	[0.11]

Cuadro 3 (continuación)

MUESTRA TOTAL Y POR PERIODOS (DIMENSIÓN BETWEEN)						
	Grupo $\rho$		Grupo PP		Grupo ADF	
	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.
<b>Segundo Periodo</b>						
STD	-0.31	[0.38]	-5.08	[0.00]	-5.05	[0.00]
Int. Indiv.	-0.43	[0.33]	-2.75	[0.00]	-2.39	[0.01]
Int. y Tend. Indiv.	1.45	[0.93]	-1.48	[0.07]	-2.67	[0.00]
<b>Respecto al Promedio Nacional</b>						
<i>Muestra Total</i>						
STD	3.14	[0.99]	-0.89	[0.19]	-0.76	[0.22]
Int. Indiv.	0.93	[0.82]	-0.11	[0.46]	-1.62	[0.05]
Int. y Tend. Indiv.	4.34	[1.00]	4.06	[1.00]	3.50	[0.99]
<i>Primer Periodo</i>						
STD	4.86	[1.00]	1.90	[0.97]	1.84	[0.97]
Int. Indiv.	3.39	[0.99]	3.61	[0.99]	-0.10	[0.46]
Int. y Tend. Indiv.	4.99	[1.00]	2.44	[0.99]	1.52	[0.94]
<i>Segundo Periodo</i>						
STD	3.06	[0.99]	-0.86	[0.20]	-1.40	[0.08]
Int. Indiv.	1.03	[0.15]	-3.52	[0.00]	-4.71	[0.00]
Int. y Tend. Indiv.	3.76	[0.99]	2.29	[0.99]	1.99	[0.98]
<b>Respecto a los Estados Unidos</b>						
<i>Muestra Total</i>						
STD	1.09	[0.86]	-3.09	[0.00]	-3.75	[0.00]
Int. Indiv.	-0.55	[0.29]	-1.94	[0.03]	-4.12	[0.00]
Int. y Tend. Indiv.	1.73	[0.96]	-0.75	[0.23]	-2.82	[0.00]
<i>Primer Periodo</i>						
STD	3.90	[1.00]	-0.20	[0.42]	-3.64	[0.00]
Int. Indiv.	2.28	[0.99]	1.94	[0.97]	-9.89	[0.00]
Int. y Tend. Indiv.	5.22	[1.00]	5.11	[1.00]	0.29	[0.61]
<i>Segundo Periodo</i>						
STD	1.02	[0.85]	-2.41	[0.01]	-2.54	[0.01]
Int. Indiv.	-4.30	[0.00]	-7.16	[0.00]	-6.84	[0.00]
Int. y Tend. Indiv.	-1.24	[0.11]	-6.51	[0.00]	-7.29	[0.00]

Notas: Sin Términos Deterministas (STD), Intercepto Individual (Int. Indiv.) e Intercepto y Tendencia Individuales (Int. y Tend. Indiv.).

Fuente: Elaboración propia.

Por el contrario, las pruebas de cointegración en Panel de Pedroni (1999) fueron incapaces de rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre el PIB per cápita de los estados de la Republica Mexicana en la mayoría de los casos, cuando se toma como economía líder tanto al PIB per cápita del Distrito Federal como al del promedio nacional, principalmente con respecto de este último, no obstante, hay mayores indicios de cointegración entre estas variables para el segundo periodo

en estos dos últimos casos en comparación con la muestra total y con el primer periodo de análisis.

En cuanto a las pruebas efectuadas de cointegración en panel, fue la de Kao (1999), cuyos resultados se presentan en el cuadro 4, para la cual no fue posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre las variables PIB per cápita de los estados de la República Mexicana y PIB per cápita del Distrito Federal en la muestra total y en el primer periodo, el mismo resultado se encontró en relación con el promedio nacional en el primer periodo y al de Estados Unidos en el segundo periodo.

Cuadro 4  
PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN EN PANEL DE KAO (1999).

MUESTRA TOTAL Y POR PERIODOS					
<i>Muestra Total (1970-2012)</i>		<i>Primer Periodo (1970-1985)</i>		<i>Segundo Periodo (1985-2012)</i>	
<i>Estad.</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estad.</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estad.</i>	<i>Prob.</i>
Respecto al Distrito Federal					
0.31	[0.38]	-0.34	[0.37]	2.92	[0.00]
Respecto al Promedio Nacional					
-3.55	[0.00]	-1.15	[0.12]	-4.18	[0.00]
Respecto a los Estados Unidos					
-4.02	[0.00]	-1.85	[0.03]	0.91	[0.18]

Notas: prueba realizada incorporando interceptos individuales.

Fuente: elaboración propia.

Otra de las pruebas de cointegración en panel efectuadas fue la de Maddala y Wu (1999), la cual es posible llevar a cabo de manera análoga a la prueba de cointegración de Johansen en series de tiempo, con cinco especificaciones diferentes con los componentes deterministas, los resultados de estas pruebas se presentan en el cuadro 5.

Cuadro 5  
PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN EN PANEL DE MADDALA Y WU (1999).  
PRUEBA DE LA TRAZA MUESTRA TOTAL, POR PERIODOS Y POR SUBGRUPOS

	No intercepto ni tend. en el VAR		Intercepto (no tend.) en EC no intercepto en el VAR		Intercepto (no tend.) en EC y en el VAR	
	<i>Estad.</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estad.</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estad.</i>	<i>Prob.</i>
<b>Respecto al Distrito Federal</b>						
<i>Muestra Total (1970-2012)</i>						
$r = 0$	198.4	[0.00]	188.6	[0.00]	150.7	[0.00]
$r = 1$	73.00	[0.09]	52.19	[0.69]	97.35	[0.00]

Cuadro 5 (continuación)

	No intercepto ni tend. en el VAR		Intercepto (no tend.) en EC no intercepto en el VAR		Intercepto (no tend.) en EC y en el VAR	
	<i>Estad.</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estad.</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estad.</i>	<i>Prob.</i>
<b>Primer Periodo (1970-1985)</b>						
$r = 0$	185.5	[0.00]	197.9	[0.00]	169.3	[0.00]
$r = 1$	82.21	[0.02]	69.68	[0.14]	109.5	[0.00]
<b>Segundo Periodo (1985-2012)</b>						
$r = 0$	193.1	[0.00]	159.8	[0.00]	130.3	[0.00]
$r = 1$	111.4	[0.00]	66.69	[0.20]	52.78	[0.67]
<b>Respecto al Promedio Nacional</b>						
<b>Muestra Total (1970-2012)</b>						
$r = 0$	148.2	[0.00]	161.2	[0.00]	120.1	[0.00]
$r = 1$	73.23	[0.12]	84.15	[0.02]	85.22	[0.02]
<b>Primer Periodo (1970-1985)</b>						
$r = 0$	123.1	[0.00]	172.2	[0.00]	176.3	[0.00]
$r = 1$	56.03	[0.62]	84.49	[0.02]	119.1	[0.00]
<b>Segundo Periodo (1985-2012)</b>						
$r = 0$	82.71	[0.03]	73.87	[0.11]	72.14	[0.14]
$r = 1$	79.38	[0.05]	57.59	[0.56]	56.20	[0.62]
<b>Respecto a los Estados Unidos</b>						
<b>Muestra Total (1970-2012)</b>						
$r = 0$	288.3	[0.00]	234.8	[0.00]	118.9	[0.00]
$r = 1$	140.8	[0.00]	134.4	[0.00]	136.9	[0.00]
<b>Primer Periodo (1970-1985)</b>						
$r = 0$	272.6	[0.00]	241.3	[0.00]	111.4	[0.00]
$r = 1$	150.0	[0.00]	190.6	[0.00]	65.62	[0.29]
<b>Segundo Periodo (1985-2012)</b>						
$r = 0$	144.6	[0.00]	142.4	[0.00]	141.6	[0.00]
$r = 1$	82.61	[0.03]	99.35	[0.00]	132.5	[0.00]
<b>PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN EN PANEL DE FISHER. PRUEBA DE LA TRAZA MUESTRA TOTAL, POR PERIODOS Y POR SUBGRUPOS</b>						
	Intercepto y tend. en EC no tendencia en el VAR		Intercepto y tend. en EC y tendencia lineal en el VAR			
	<i>Estad.</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estad.</i>	<i>Prob.</i>		
<b>Respecto al Distrito Federal</b>						
<b>Muestra Total (1970-2012)</b>						
$r = 0$	373.9	[0.00]	207.0	[0.00]		
$r = 1$	55.48	[0.57]	224.0	[0.00]		

Cuadro 5 (continuación)

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN EN PANEL DE FISHER: PRUEBA DE LA TRAZA				
MUESTRA TOTAL, POR PERIODOS Y POR SUBGRUPOS (CONTINUACIÓN)				
	Intercepto y tend. en EC no tendencia en el VAR		Intercepto y tend. en EC y tendencia lineal en el VAR	
<i>Primer Periodo (1970-1985)</i>				
$r = 0$	349.7	[0.00]	191.5	[0.00]
$r = 1$	52.29	[0.69]	170.7	[0.00]
<i>Segundo Periodo (1985-2012)</i>				
$r = 0$	378.9	[0.00]	224.8	[0.00]
$r = 1$	69.29	[0.15]	253.6	[0.00]
<b>Respecto al Promedio Nacional</b>				
<i>Muestra Total (1970-2012)</i>				
$r = 0$	147.6	[0.00]	227.9	[0.00]
$r = 1$	70.5	[0.17]	218.1	[0.00]
<i>Primer Periodo (1970-1985)</i>				
$r = 0$	172.1	[0.00]	205.8	[0.00]
$r = 1$	46.28	[0.90]	135.9	[0.00]
<i>Segundo Periodo (1985-2012)</i>				
$r = 0$	121.4	[0.00]	211.8	[0.00]
$r = 1$	58.47	[0.53]	213.0	[0.00]
<b>Respecto a los Estados Unidos</b>				
<i>Muestra Total (1970-2012)</i>				
$r = 0$	57.61	[0.56]	105.9	[0.00]
$r = 1$	33.58	[0.99]	169.9	[0.00]
<i>Primer Periodo (1970-1985)</i>				
$r = 0$	191.2	[0.00]	292.9	[0.00]
$r = 1$	91.31	[0.01]	254.1	[0.00]
<i>Segundo Periodo (1985-2012)</i>				
$r = 0$	56.70	[0.60]	101.5	[0.00]
$r = 1$	19.06	[1.00]	93.41	[0.00]

Fuente: elaboración propia.

Las pruebas de cointegración de Maddala y Wu (1999) revelaron evidencia de cointegración entre el PIB per cápita de los estados y el del Distrito Federal en la mayoría de las pruebas para la muestra total y para el segundo periodo, ya que en tres de las cinco especificaciones en las que se efectuó la prueba, se rechazó la hipótesis nula de no coin-

tegración entre las variables y no fue posible rechazar la hipótesis nula de la existencia de al menos un vector cointegrante, en tanto que para el primer periodo sólo se encontró evidencia de cointegración en dos de las tres especificaciones en las que se llevó a cabo la prueba.

En contraposición a los resultados de las pruebas de cointegración de Pedroni (1999), los resultados de las pruebas de cointegración de Maddala y Wu (1999) mostraron evidencia de cointegración entre el PIB per cápita de los estados y el PIB per cápita promedio nacional, aunque esta evidencia no es tan fuerte como en el caso del Distrito Federal, ya que, para los tres periodos, sólo en dos de las cinco especificaciones en las cuales se efectuó la prueba se encontró cointegración: cuando no se incorpora intercepto ni tendencia en el VAR ni tampoco cuando se incluye intercepto y tendencia en el término de corrección de error ni tendencia en el VAR.

De manera interesante, las pruebas de MW no revelaron cointegración entre el PIB per cápita de los estados de la República Mexicana con respecto del mismo indicador para Estados Unidos, ya que sólo en uno de los 15 casos en los que se realizó la prueba se encontró evidencia de cointegración entre las variables y este correspondió al primer periodo, cuando se incorpora en la prueba únicamente intercepto tanto en el término de corrección del error como en el VAR.

De esta forma, las pruebas de cointegración en panel empleadas para probar la existencia de cointegración entre el PIB per cápita de los estados de la República Mexicana y el PIB per cápita del Distrito Federal, del promedio nacional y de Estados Unidos, exponen evidencia mixta de cointegración entre estas variables debido a que las pruebas de cointegración en panel de Pedroni (1999) muestran mayor evidencia de cointegración entre el PIB per cápita de los estados de la República Mexicana con respecto a Estados Unidos, particularmente en la muestra total y en el segundo periodo, y en menor medida al Distrito Federal, y evidencia escasa concerniente al promedio nacional, las pruebas de Maddala y Wu (1999), por el contrario, no sugieren evidencia de cointegración entre el PIB per cápita de los estados de la República Mexicana y el de Estados Unidos, y sí muestran la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo en relación con el mismo indicador del promedio nacional y del Distrito Federal, siendo mayor la evidencia encontrada para este último, mientras que las pruebas de cointegración de Kao (1999) no permiten reforzar alguno de los resultados encontrados por las anteriores pruebas.

Teniendo en cuenta estos resultados, estimamos el coeficiente  $\beta$  convergencia de la versión restringida de la prueba para los estados de la República Mexicana respecto de los tres indicadores considerados como “economía líder”, a decir, el PIB per cápita del Distrito Federal, el promedio nacional y el de Estados Unidos, tanto para la muestra total como para los subperiodos considerados, los resultados se presentan en el cuadro 6.

Las estimaciones muestran que cuando se toma como economía líder al PIB per cápita del Distrito Federal, los coeficientes calculados a partir de los estimadores PMG, MG y DFE para la muestra, resultaron muy cercanos a cero, inclusive el estimador DFE fue negativo, y no estadísticamente significativo, en tanto que las pruebas de Hausman señalan que entre los estimadores PMG y MG, el estimador PMG es más eficiente bajo la hipótesis nula. En tanto que para el primer periodo de la muestra, los resultados son muy distintos, los estimadores PMG y MG resultaron ser de 0.83 y de 1.85, respectivamente, ambos son significativos, y en el caso del estimador MG no fue posible rechazar la hipótesis de que el coeficiente  $\beta$  es igual a la unidad, no obstante, las pruebas de Hausman sugieren que el estimador PMG es más eficiente. En lo que respecta al segundo periodo, el estimador PMG resultó ser estadísticamente de 0.22, pero lejos de la unidad, y de igual forma la prueba de que  $\beta$  es igual a la unidad se rechazó para este coeficiente estimado, los coeficientes obtenidos por los métodos PMG y MG resultaron lejos de la unidad y no significativos, y en este caso la prueba de Hausman selecciona al estimador PMG.

Por otra parte, las estimaciones efectuadas para probar  $\beta$  convergencia, tomando como economía líder al promedio nacional, revelaron que los estimadores PMG y MG para la muestra completa no resultaron significativos, además de estar muy alejados de la unidad, por el contrario, el estimador DFE es de 0.86 y no se pudo rechazar la hipótesis de que este coeficiente sea igual a la unidad, no obstante, las pruebas de Hausman señalan que de entre los estimadores PMG y MG se prefiere al primero, y de los estimadores MG y DFE, el estimador MG es más eficiente.

En lo que se refiere a las estimaciones efectuadas en el primer periodo, tomando como economía líder al PMG per cápita promedio nacional, únicamente resultó estadísticamente significativo el coeficiente estimado a través de PMG, pero se rechaza la hipótesis nula de que este coeficiente es igual a la unidad, la prueba de Hausman en este caso muestra preferencia por el estimador PMG.

**Cuadro 6**  
**RESULTADOS DE LOS ESTIMADORES PMG, MG Y DFE**  
**DE IM, PESARAN Y SHIN (1999)**

	<i>Muestra Total</i>		<i>Primer Periodo</i>		<i>Segundo Periodo</i>	
	(1970-2012)		(1970-1985)		(1985-2012)	
<b>Respecto al Distrito Federal</b>						
$\hat{\beta}_{PMG}$	0.04	[0.29]	0.83	[0.00]	0.22	[0.00]
$H_0 : \hat{\beta}_{PMG} = 1$	775.73	[0.00]	9.39	[0.00]	666.41	[0.00]
$\hat{\beta}_{MG}$	0.02	[0.84]	1.85	[0.02]	0.17	[0.14]
$H_0 : \hat{\beta}_{MG} = 1$	113.40	[0.00]	1.18	[0.28]	54.80	[0.00]
$\hat{\beta}_{DFE}$	-0.02	[0.84]	0.01	[0.91]	-0.12	[0.54]
$H_0 : \hat{\beta}_{DFE} = 1$	107.97	[0.00]	114.32	[0.00]	31.61	[0.00]
<i>Pruebas de Hausman</i>						
<i>PMG vs MG</i>	0.04	[0.84]	0.91	[0.34]	0.16	[0.69]
<i>MG vs DFE</i>	0.00	[0.99]	0.98	[0.00]	0.00	[0.95]
<b>Respecto al Promedio Nacional</b>						
$\hat{\beta}_{PMG}$	-0.27	[0.26]	0.90	[0.00]	0.49	[0.00]
$H_0 : \hat{\beta}_{PMG} = 1$	28.27	[0.00]	31.85	[0.00]	157.28	[0.00]
$\hat{\beta}_{MG}$	-15.97	[0.35]	0.11	[0.95]	1.25	[0.00]
$H_0 : \hat{\beta}_{MG} = 1$	0.99	[0.32]	0.31	[0.58]	0.87	[0.35]
$\hat{\beta}_{DFE}$	0.86	[0.00]	0.78	[0.37]	1.01	[0.00]
$H_0 : \hat{\beta}_{DFE} = 1$	0.41	[0.52]	0.06	[0.81]	0.01	[0.93]
<i>Pruebas de Hausman</i>						
<i>PMG vs MG</i>	0.74	[0.39]	0.08	[0.77]	6.73	[0.01]
<i>MG vs DFE</i>	0.00	[0.99]	0.00	[0.99]	0.00	[0.99]
<b>Respecto a los Estados Unidos</b>						
$\hat{\beta}_{PMG}$	0.21	[0.00]	0.87	[0.00]	0.42	[0.00]
$H_0 : \hat{\beta}_{PMG} = 1$	430.08	[0.00]	5.69	[0.02]	224.45	[0.00]
$\hat{\beta}_{MG}$	0.48	[0.00]	0.94	[0.00]	0.93	[0.00]
$H_0 : \hat{\beta}_{MG} = 1$	61.63	[0.00]	0.07	[0.80]	0.33	[0.57]
$\hat{\beta}_{DFE}$	0.42	[0.00]	0.88	[0.00]	1.11	[0.00]
$H_0 : \hat{\beta}_{DFE} = 1$	57.57	[0.00]	0.43	[0.51]	1.46	[0.23]
<i>Pruebas de Hausman</i>						
<i>PMG vs MG</i>	19.75	[0.00]	0.07	[0.79]	12.67	[0.00]
<i>MG vs DFE</i>	0.00	[0.98]	0.00	[0.99]	0.00	[0.99]

Nota: los números entre corchetes son los valores  $p$ .

Fuente: elaboración propia.

En tanto que los coeficientes estimados con los tres estimadores para el segundo periodo resultaron estadísticamente significativos para este indicador, PMG resultó ser el más distante de la unidad, de 0.49, pero se rechazó fuertemente la hipótesis nula de que este coeficiente sea igual a la unidad. Por el contrario, los valores del coeficiente  $\beta$  con los estimadores MG y DFE son muy próximos a la unidad, de 1.25 y 1.01, respectivamente, y para ambos no fue posible rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales a la unidad (véase cuadro 6); adicionalmente, las pruebas de Hausman señalan que entre los estimadores PMG y MG es más eficiente el estimador MG, y que de entre los estimadores MG y DFE se opta por este último; por lo anterior, encontramos evidencia de convergencia de los estados de la República Mexicana en cuanto al promedio nacional en el segundo periodo y no encontramos evidencia de convergencia para este indicador en el periodo completo de análisis ni tampoco en el primer periodo.

Por último, los estimadores empleados para probar la hipótesis de convergencia en la versión restringida de la prueba, considerando a Estados Unidos como la economía líder, fueron estadísticamente significativos en el caso de la muestra completa, sin embargo, fueron también relativamente bajos y en todos ellos se rechaza la hipótesis nula de que el valor estimado sea igual a la unidad, y las pruebas de Hausman sugieren que de estos tres estimadores el estimador DFE es el más eficiente para la muestra completa. Por lo que respecta al segundo periodo, tomando como economía líder al PIB per cápita de los Estados Unidos, los resultados son muy distintos, en virtud de que el valor estimado de  $\beta$ , obtenido con los distintos estimadores, en todos los casos resultó ser muy próximo a la unidad, significativo y con excepción del estimador PMG, los otros dos estimadores no permiten rechazar la hipótesis nula de que dicho parámetro sea igual a la unidad. No obstante, la prueba de Hausman sugiere que el estimador DFE es más eficiente, de esta manera no encontramos evidencia de convergencia de los estados con respecto a Estados Unidos, tanto en la muestra completa como en el primer periodo. Un resultado muy distinto es el que muestran las estimaciones para el segundo periodo, el valor estimado a través del método PMG es relativamente bajo y además se rechaza la hipótesis nula de que su valor sea igual a la unidad; sin embargo, los estimadores MG y DFE resultaron en valores muy cercanos a la unidad, además no es posible rechazar la hipótesis nula de que su valor sea igual a la unidad y

las pruebas de Hausman señalan que el estimador más eficiente en este caso es el DFE, por lo que para este periodo sí encontramos evidencia que soporta la existencia de convergencia de los estados de la República Mexicana respecto a Estados Unidos en el periodo comprendido entre 1985-2012 (véase cuadro 6).

Los cuadros 7, 8 y 9 muestran los coeficientes de velocidad de ajuste estimados a través del estimador PMG, tanto a nivel individual como para el panel en su conjunto, tomando como economía líder al Distrito Federal, al promedio nacional y a Estados Unidos, respectivamente.

**Cuadro 7**  
ESTIMACIONES DE LOS COEFICIENTES DE VELOCIDAD DE AJUSTE INDIVIDUALES  
Y DE PANEL DEL ESTIMADOR PMG DE IM, PESARAN Y SHIN (1999)  
RESPECTO AL DISTRITO FEDERAL

	<i>Muestra Total</i>			<i>Primer Periodo</i>			<i>Segundo Periodo</i>		
	$\hat{\theta}_i$	<i>s.e.</i>	<i>z</i>	$\hat{\theta}_i$	<i>s.e.</i>	<i>z</i>	$\hat{\theta}_i$	<i>s.e.</i>	<i>z</i>
Aguascalientes	0.01	0.01	1.56	-0.22	0.16	-1.39	0.00	0.02	0.13
Baja California	-0.33	0.10	-3.31	0.27	0.30	0.90	-0.40	0.18	-2.24
Baja California Sur	-0.11	0.07	-1.64	0.35	0.08	4.23	-0.26	0.11	-2.35
Coahuila	-0.03	0.04	-0.78	0.10	0.13	0.73	-0.10	0.07	-1.33
Colima	-0.14	0.05	-2.99	-0.03	0.03	-1.10	-0.62	0.17	-3.55
Chiapas	-0.11	0.05	-2.29	0.00	0.03	0.09	-0.33	0.08	-4.33
Chihuahua	-0.05	0.02	-1.97	-0.03	0.02	-1.40	-0.13	0.06	-2.22
Durango	-0.06	0.02	-2.48	0.00	0.02	0.22	-0.06	0.06	-1.01
Guanajuato	-0.05	0.03	-1.59	-0.02	0.02	-0.97	-0.06	0.07	-0.91
Guerrero	-0.19	0.05	-3.81	-0.03	0.02	-1.55	-0.44	0.18	-2.41
Hidalgo	-0.13	0.04	-3.11	-0.04	0.02	-1.98	-0.47	0.19	-2.49
Jalisco	-0.11	0.05	-2.40	-0.05	0.02	-2.59	-0.21	0.13	-1.57
México	-0.22	0.09	-2.48	-0.07	0.02	-2.95	-0.24	0.15	-1.65
Michoacán	-0.08	0.03	-2.75	-0.08	0.01	-5.74	-0.10	0.08	-1.35
Morelos	-0.06	0.04	-1.44	-0.01	0.03	-0.44	-0.17	0.12	-1.45
Nayarit	-0.21	0.09	-2.47	-0.03	0.04	-0.73	-0.34	0.14	-2.35
Nuevo León	-0.04	0.04	-1.06	-0.34	0.11	-3.11	-0.09	0.09	-1.01
Oaxaca	-0.11	0.02	-4.69	-0.09	0.04	-2.12	-0.39	0.12	-3.10
Puebla	-0.05	0.04	-1.16	-0.14	0.09	-1.63	-0.08	0.10	-0.84
Querétaro	-0.05	0.03	-1.81	-0.09	0.10	-0.95	-0.07	0.07	-0.96
Quintana Roo	-0.17	0.07	-2.32	-0.01	0.20	-0.07	-0.10	0.08	-1.17
San Luis Potosí	-0.03	0.03	-1.36	-0.10	0.10	-1.02	-0.05	0.06	-0.82
Sinaloa	-0.03	0.04	-0.62	-0.11	0.13	-0.89	-0.04	0.06	-0.73
Sonora	-0.01	0.04	-0.39	-0.38	0.12	-3.10	-0.02	0.05	-0.39
Tamaulipas	-0.08	0.04	-1.93	-0.37	0.15	-2.45	-0.06	0.06	-1.02
Tlaxcala	-0.20	0.05	-4.40	-0.16	0.05	-3.24	0.00	0.10	0.03
Veracruz	-0.02	0.03	-0.68	-0.16	0.34	-0.48	0.03	0.04	0.92

Cuadro 7 (continuación)

	<i>Muestra Total</i>			<i>Primer Periodo</i>			<i>Segundo Periodo</i>		
	$\hat{\theta}_i$	<i>s.e.</i>	<i>z</i>	$\hat{\theta}_i$	<i>s.e.</i>	<i>z</i>	$\hat{\theta}_i$	<i>s.e.</i>	<i>z</i>
Yucatán	-0.03	0.04	-0.89	0.03	0.23	0.14	0.01	0.04	0.29
Zacatecas	-0.02	0.02	-1.18	0.03	0.08	0.37	0.04	0.03	1.58
Panel	-0.09	0.01	-6.49	-0.06	0.03	-2.13	-0.16	0.03	7.08

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 8

ESTIMACIONES DE LOS COEFICIENTES DE VELOCIDAD DE AJUSTE INDIVIDUALES Y DE PANEL DEL ESTIMADOR PMG DE IM, PESARAN Y SHIN (1999)  
RESPECTO AL PROMEDIO NACIONAL

	<i>Muestra Total*</i>			<i>Primer Periodo</i>			<i>Segundo Periodo</i>		
	$\hat{\theta}_i$	<i>s.e.</i>	<i>z</i>	$\hat{\theta}_i$	<i>s.e.</i>	<i>z</i>	$\hat{\theta}_i$	<i>s.e.</i>	<i>z</i>
Aguascalientes	0.00	0.01	0.29	0.09	0.04	2.22	-0.03	0.05	-0.50
Baja California	-0.01	0.03	-0.41	-0.16	0.11	-1.49	-0.26	0.10	-2.60
Baja California Sur	-0.04	0.03	-1.14	0.19	0.04	4.53	-0.41	0.14	-2.89
Coahuila	0.00	0.02	-0.06	-0.19	0.11	-1.74	-0.03	0.08	-0.41
Colima	-0.05	0.03	-1.63	0.03	0.11	0.28	-0.57	0.15	-3.76
Chiapas	-0.06	0.04	-1.34	0.05	0.05	0.95	-0.27	0.05	-4.91
Chihuahua	-0.02	0.01	-1.49	0.14	0.12	1.11	-0.07	0.06	-1.02
Distrito Federal	-0.01	0.01	-1.31	0.11	0.03	3.56	-0.04	0.06	-0.68
Durango	-0.03	0.01	-2.19	0.08	0.05	1.52	-0.06	0.08	-0.74
Guanajuato	-0.01	0.01	-0.42	-0.57	0.22	-2.54	-0.03	0.08	-0.40
Guerrero	-0.05	0.03	-1.72	-0.45	0.17	-2.62	-0.22	0.12	-1.86
Hidalgo	-0.06	0.03	-2.25	-0.06	0.04	-1.46	-0.30	0.16	-1.95
Jalisco	-0.01	0.01	-0.75	-0.10	0.06	-1.59	-0.25	0.19	-1.35
México	0.06	0.03	1.85	-0.11	0.06	-1.95	-0.21	0.15	-1.46
Michoacán	-0.03	0.02	-1.71	-0.19	0.07	-2.88	0.00	0.10	0.04
Morelos	0.00	0.02	0.18	-0.21	0.08	-2.67	-0.27	0.14	-1.93
Nayarit	-0.03	0.06	-0.63	-0.36	0.22	-1.64	-0.40	0.16	-2.48
Nuevo León	0.02	0.01	2.69	-0.39	0.10	-3.99	0.07	0.10	0.73
Oaxaca	-0.06	0.02	-2.97	0.00	0.02	-0.14	-0.49	0.15	-3.30
Puebla	0.02	0.01	1.39	-0.07	0.06	-1.20	0.09	0.12	0.75
Querétaro	0.00	0.01	-0.42	0.09	0.07	1.18	0.00	0.08	-0.01
Quintana Roo	-0.11	0.05	-2.27	0.11	0.14	0.77	-0.21	0.10	-1.98
San Luis Potosí	0.00	0.01	-0.10	0.15	0.07	2.08	0.04	0.11	0.38
Sinaloa	0.04	0.02	1.88	-0.10	0.06	-1.74	-0.08	0.17	-0.45
Sonora	0.03	0.02	2.10	-0.22	0.07	-3.22	0.06	0.12	0.50
Tamaulipas	-0.01	0.02	-0.86	-0.08	0.12	-0.67	-0.09	0.14	-0.66
Tlaxcala	-0.08	0.04	-1.97	-0.06	0.04	-1.46	-0.33	0.09	-3.81
Veracruz	0.03	0.02	1.29	-0.33	0.07	-4.51	0.06	0.11	0.51
Yucatán	0.02	0.01	1.65	0.00	0.14	-0.02	0.02	0.08	0.32

Cuadro 8 (continuación)

	Muestra Total*			Primer Periodo			Segundo Periodo		
	$\hat{\theta}_i$	s.e.	z	$\hat{\theta}_i$	s.e.	z	$\hat{\theta}_i$	s.e.	z
Zacatecas	-0.01	0.01	-0.69	0.14	0.05	2.58	0.03	0.05	0.62
Panel	-0.01	0.01	-2.20	-0.08	0.04	-2.32	-0.10	0.03	-3.94

\* A partir de 1972.

Fuente: elaboración propia.

Como se puede apreciar en los cuadros, todos los coeficientes de velocidad de ajuste estimados tanto para el periodo completo como para los subperiodos considerados son estadísticamente significativos para el panel en su conjunto, lo cual corrobora la existencia de una relación de equilibrio estable y de largo plazo entre las variables analizadas, también resalta el hecho de que la mayoría de los coeficientes de velocidad de ajuste individuales de la muestra total del panel con respecto al Distrito Federal, y la totalidad de la muestra completa en cuanto a Estados Unidos, resultaron negativos, sin embargo, como en todos los paneles estimados, algunos coeficientes individuales no resultaron significativos.

Cuadro 9

ESTIMACIONES DE LOS COEFICIENTES DE VELOCIDAD DE AJUSTE INDIVIDUALES Y DE PANEL DEL ESTIMADOR PMG DE IM, PESARAN Y SHIN (1999)  
RESPECTO A ESTADOS UNIDOS

	Muestra Total			Primer Periodo			Segundo Periodo		
	$\hat{\theta}_i$	s.e.	z	$\hat{\theta}_i$	s.e.	z	$\hat{\theta}_i$	s.e.	z
Aguascalientes	-0.02	0.03	-0.64	-0.30	0.10	-2.93	-0.03	0.05	-0.50
Baja California	-0.16	0.08	-1.93	-0.41	0.16	-2.60	-0.26	0.10	-2.60
Baja California Sur	-0.21	0.09	-2.29	0.05	0.19	0.24	-0.41	0.14	-2.89
Coahuila	-0.03	0.05	-0.58	-0.52	0.15	-3.52	-0.03	0.08	-0.41
Colima	-0.19	0.06	-3.33	-0.17	0.08	-2.08	-0.57	0.15	-3.76
Chiapas	-0.08	0.05	-1.69	-0.06	0.06	-1.00	-0.27	0.05	-4.91
Chihuahua	-0.04	0.03	-1.44	-0.29	0.10	-2.98	-0.07	0.06	-1.02
Distrito Federal	-0.03	0.03	-1.32	-0.21	0.09	-2.35	-0.04	0.06	-0.68
Durango	-0.06	0.03	-2.30	-0.08	0.06	-1.24	-0.06	0.08	-0.74
Guanajuato	-0.06	0.05	-1.25	-0.46	0.13	-3.47	-0.03	0.08	-0.40
Guerrero	-0.27	0.07	-3.68	-0.44	0.13	-3.40	-0.22	0.12	-1.86
Hidalgo	-0.17	0.06	-3.01	-0.25	0.09	-2.87	-0.30	0.16	-1.95
Jalisco	-0.17	0.08	-2.20	-0.36	0.12	-2.94	-0.25	0.19	-1.35
México	-0.13	0.09	-1.54	-0.37	0.19	-1.98	-0.21	0.15	-1.46
Michoacán	-0.10	0.04	-2.26	-0.30	0.10	-3.20	0.00	0.10	0.04
Morelos	-0.11	0.07	-1.56	-0.50	0.16	-3.16	-0.27	0.14	-1.93

Cuadro 9 (continuación)

	Muestra Total			Primer Periodo			Segundo Periodo		
	$\hat{\theta}_i$	s.e.	z	$\hat{\theta}_i$	s.e.	z	$\hat{\theta}_i$	s.e.	z
Nayarit	-0.20	0.10	-1.97	-0.43	0.22	-1.91	-0.40	0.16	-2.48
Nuevo León	-0.04	0.06	-0.57	-0.46	0.15	-3.15	0.07	0.10	0.73
Oaxaca	-0.14	0.03	-4.32	-0.11	0.05	-2.34	-0.49	0.15	-3.30
Puebla	-0.04	0.06	-0.74	-0.29	0.11	-2.69	0.09	0.12	0.75
Querétaro	-0.06	0.04	-1.56	-0.21	0.09	-2.42	0.00	0.08	-0.01
Quintana Roo	-0.22	0.08	-2.54	-0.12	0.20	-0.59	-0.21	0.10	-1.98
San Luis Potosí	-0.03	0.03	-0.88	-0.15	0.09	-1.71	0.04	0.11	0.38
Sinaloa	-0.07	0.08	-0.87	-0.32	0.16	-2.00	-0.08	0.17	-0.45
Sonora	-0.01	0.06	-0.16	-0.36	0.14	-2.60	0.06	0.12	0.50
Tamaulipas	-0.11	0.06	-1.72	-0.32	0.13	-2.45	-0.09	0.14	-0.66
Tlaxcala	-0.19	0.05	-3.61	-0.17	0.05	-3.22	-0.33	0.09	-3.81
Veracruz	-0.04	0.06	-0.66	-0.40	0.14	-2.95	0.06	0.11	0.51
Yucatán	-0.06	0.05	-1.09	-0.48	0.16	-3.10	0.02	0.08	0.32
Zacatecas	-0.02	0.02	-1.14	-0.02	0.06	-0.32	0.03	0.05	0.62
Panel	-0.10	0.01	-7.70	-0.28	0.02	-10.11	-0.14	0.04	-4.26

Fuente: elaboración propia.

Quizá una de las limitaciones de las pruebas efectuadas consiste en estimar de manera conjunta el modelo para todos los estados de la República Mexicana, evitando de esta manera la posibilidad de controlar diferencias que pudieran estar presentes dentro de grupos con características similares, a lo que Baumol (1988) denominó “club de convergencia”; no obstante, optar por este criterio, a priori, para agrupar regiones o países puede conducir a un sesgo de autoselección (Cermeño *et al.*, 2009).

## CONCLUSIONES

En este artículo se analizaron si las principales conclusiones sobre el proceso de crecimiento regional de México para el periodo 1970-2012 se mantienen, utilizando el concepto de convergencia a economía líder. En la tipología de Baumol, Nelson y Wolff (1994), la hipótesis de convergencia puede tener múltiples interpretaciones, las más usadas son las de convergencia absoluta, convergencia condicional o explicada, que se pueden combinar con supuestos de homogeneización o especificar con los conceptos de brechas (*gap*) o de acercamiento (*catch-up*) a la economía líder, identificada como la más rica en estudios de brechas

o la economía que se encuentra en la frontera tecnológica (Benhabib y Spiegel, 1994).

Las economías líderes que se consideran son tres: al promedio nacional, utilizado en la mayoría de los estudios, conocido como convergencia a la media (Juan-Ramón y Rivera-Batiz, 1996; Esquivel, G., 1999; Carrillo, M., 2001; Rodríguez-Oreggia, 2002; Mendoza, M.A., 2012); al Distrito Federal, como lo proponen Díaz *et al.* (2009), que se justifica por mantener el ingreso por habitante más alto en todo el periodo de análisis; y a la economía de Estados Unidos, a donde se dirige la mayor proporción de las exportaciones producidas principalmente en el centro y el norte de la República Mexicana. A diferencia de los otros estudios de convergencia que han incluido la influencia externa de forma indirecta o exógena (Rodríguez y Sánchez, 2002; Esquivel y Messmacher, 2002; Díaz-Bautista, 2003; Aguayo Téllez, 2004; Rodríguez-Orregia, 2005; Chiquiar, 2005 y; González Rivas. 2007), se analiza a Estados Unidos como economía líder regional, y por definición se incluye de forma endógena en el análisis de convergencia condicional. En segundo lugar, desde el punto de vista metodológico se utilizan múltiples métodos de integración y cointegración en panel, innovadores para probar las hipótesis de convergencia condicional con heterogeneidad de las economías regionales. Los modelos de corte transversal para probar convergencia absoluta o condicional son fuertemente criticados debido a que el parámetro beta de convergencia puede ser negativo para toda la muestra, y ello se puede atribuir a que una submuestra de regiones que convergen al grupo específico de estados estacionarios (Bernard y Durlauf, 1996), o que en realidad represente un comportamiento de reversión a la media sin que eso implique convergencia (Quah, 1993; 1996b). En tal sentido, los modelos panel en general incorporan heterogeneidad por medio de constantes individuales por región, estimadas con efectos fijos o aleatorios, lo cual implica que las regiones pueden converger a diferentes estados estacionarios y no a uno solo, como se supone en modelos de corte transversal. En el caso de que se analice el comportamiento de cada región con respecto a una economía líder, tipo brechas o acercamiento, se pueden utilizar los conceptos de integración o cointegración para analizar si las regiones convergen con dinámicas individuales a los diferentes estados estacionarios. En este trabajo se utilizan pruebas de integración (Levin, Lin y Chu, 1993 y 2002; Maddala y Wu, 1999; Im, Pesaran y Shin, 2003) y de cointegración (Kao, 1999; Pedroni, 1995 y

1999; Maddala y Wu, 1999), en panel de primera y segunda generación, donde se incorpora la heterogeneidad por constante y por los parámetros de convergencia.

Los resultados sobre la versión irrestricta de la prueba de la mayoría de los análisis de raíces unitarias en panel de Maddala y Wu (1999) sugieren que los estados de la República Mexicana convergen tanto al Distrito Federal como a Estados Unidos y no hacia el promedio nacional. Mientras que las pruebas de Levin, Lin y Chu (2002) indican que la convergencia se encuentra presente únicamente en el segundo periodo para los distintos indicadores considerados como la “economía líder”. En tanto que las pruebas Im, Pesaran y Shin (2003) ponen en entredicho la posibilidad de convergencia en esta versión de la prueba, tanto para la muestra total como para el primer periodo, con respecto al Distrito Federal, y en el segundo periodo sólo descartan la posibilidad de que haya convergencia en cuanto a la media nacional, pero no al Distrito Federal y Estados Unidos. De esta forma, las pruebas de raíces unitarias en panel muestran evidencia de convergencia del PIB per cápita de los estados de la República Mexicana con respecto al del Distrito Federal y los Estados Unidos, y no a la media nacional, y esta es más evidente en el segundo periodo, es decir, en el que corresponde al periodo de liberalización comercial, que va de 1985 a 2012.

Las pruebas de cointegración en panel empleadas para probar la existencia de cointegración entre el PIB per cápita de los estados de la República Mexicana y el PIB per cápita del Distrito Federal, del promedio nacional y de Estados Unidos, muestran evidencia mixta de cointegración entre estas variables. La prueba de cointegración en panel de Pedroni (1999) mostró mayor evidencia de cointegración entre el PIB per cápita de los estados de la República Mexicana en relación con Estados Unidos, particularmente en la muestra total y en el segundo periodo, y en menor medida respecto al Distrito Federal, y muy poca evidencia en cuanto al promedio nacional; las pruebas de Maddala y Wu (1999), por el contrario, no sugieren evidencia de cointegración entre el PIB per cápita de los estados de la República Mexicana y el de Estados Unidos, y sí muestran la existencia de una relación de equilibrio y de la largo plazo con respecto al mismo indicador del promedio nacional y del Distrito Federal, siendo mayor la evidencia encontrada para este último. Las pruebas de cointegración de Kao (1999) no

permiten reforzar alguno de los resultados encontrados por las anteriores pruebas.

Por último, paradójicamente a los resultados encontrados por las pruebas de raíces unitarias a la versión restringida de la prueba, y por las de cointegración en panel, encontramos evidencia de convergencia en la versión irrestricta de la prueba a través del estimador DFE en el segundo periodo entre los estados de la República Mexicana respecto al promedio nacional y a Estados Unidos, y no encontramos evidencia de convergencia respecto al Distrito Federal.

## BIBLIOGRAFÍA

- Aguayo Téllez, E. (2004), "Divergencia regional en México, 1990-2000", *Ensayos*, vol. XXIII, núm. 2, pp. 29-42.
- Amable, B. and M. Juillard (2000), "The Historical Process of Convergence. Manuscript", <http://pythie.cepremap.ens.fr/~amable/convergence.pdf>
- Baumol, Nelson y Wolff, (1994), *Convergence of Productivity. Cross-National, Studies and Historical Evidence*, Oxford University Press.
- Baltagi, B. H. (2008), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, 4th edition Chichester, England.
- Barro, R. J. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics* 106, pp. 407-43.
- Barro, R. J. y Xavier Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*, MacGraw-Hill.
- Barro, R. J. y 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.
- Barro, R., X. and Sala-i Martin (2004), *Economic Growth*, second edition, The MIT Press, Cambridge, MA.
- Benhabib, J. y Spiegel, M., (1994), "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Cross Country Data", *Journal of Monetary Economics*, 34:14, 173.
- Bernard, A. B. and S. N. Durlauf (1994), "Interpreting Test of the Convergence Hypothesis", *Technical Working Paper No. 159*, junio, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Bernard, A. B. and S. N. Durlauf (1995), "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, no. 2, pp. 97-108.
- Breitung, J. (2000), *The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data*, in: B. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dy-*

- namic Panels, *Advances in Econometrics*, vol. 15, JAI: Amsterdam, pp. 161-178.
- Camarero, M., R. Flóres, and C. Tamarit (2002), *Multivariate Time Series Evidence of International Output Convergence in Mercosur*, *Computing in Economics and Finance*, no. 87.
- Carrillo, M. (2001), “La Teoría Neoclásica de la Convergencia y la Realidad del Desarrollo Regional en México”, *Problemas del Desarrollo*, vol. 32.
- Cass, D. (1965), “Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation”, *Review of Economic Studies*.
- Cermeño, Rodolfo (2001), “Decrecimiento y convergencia de los estados mexicanos. Un análisis de panel”, *El Trimestre Económico*, vol. LXVIII, núm. 272, pp. 603-629.
- Cermeño, R. e I. LLamosas, (2007), “Convergencia del PIB per cápita de 6 países emergentes con Estados Unidos: un análisis de cointegración”, *EconoQuantum*, vol. 4, núm. 1, pp. 59-84.
- 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. LXXVI (2), núm. 302, pp. 349-378.
- Cheung, Yin-Wong; A. García-Pascual (2004), “Testing for Output Convergence: a Re-examination”, *Oxford Economic Papers*, vol. 56, no. 1, pp. 45-63.
- Chiang, M-H. and Kao., C. (2000), *Non stationary Panel Time Series Using NPT 1.1 – A User Guide*, Center for Policy Research, Syracuse University.
- Chiquiar, D. (2005), “Why Mexico’s Regional Income Convergence Broke Down”, *Journal of Development Economics* 77, pp. 257–275.
- Díaz-Bautista, A. (2003), *Apertura Comercial y Crecimiento Regional*, Comercio Exterior.
- Díaz-Pedroza, J. A. Sánchez-Vargas y M. A. Mendoza-González (2009), “Convergencia hacia la economía regional líder en México. Un análisis de cointegración en panel”, *El Trimestre Económico*, vol. LXXVI (2), pp. 407-431.
- Durlauf, S. (2000), “Econometric Analysis and the Study of Economic Growth: a Skeptical Perspective. In: Backhouse”, R., Salanti, A. (ed.), *Macroeconomics and the Real World*, Oxford University Press, Oxford.
- Durlauf, S. and P. Johnson (1995), “Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behavior”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, no. 4, pp. 365–384.
- Durlauf, S. and D. Quah (1999), *The New Empirics of Economic Growth*. Handbook of Macroeconomics, North-Holland.

- Durlauf, S., A. Kourtellos y A. Minkin (2001), "The Local Solow Growth Model", *European Economic Review*, vol. 45, no. 4-6, pp. 928-940.
- Easterly, W., N. Fiess and D. Lederman (2003), "NAFTA and Convergence in North America: High Expectations, Big Events, Little Time", *Economía: Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, vol. 4, no. 1, pp. 1-53.
- Esquivel, G. (1999), "Convergencia Regional en México, 1940-1995", *El Trimestre Económico*.
- Esquivel, G. y M. Messmacher (2002), "Sources of Regional (non) Convergence in Mexico", Documento de Trabajo, El Colegio de México.
- González Rivas, M. (2007), "The effects of trade openness on regional inequality in Mexico", *The Annals of Regional Science*, vol. 41, núm. 3, septiembre, pp. 545-561.
- Gregory, A. W. and B. E. Hansen (1996), "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, vol. 70, no. 1, pp. 99-126.
- Hadri, K. (2000), "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data", *Econometrics Journal*, vol. 3, no. 2, pp. 148-161.
- Harris, R. D.F. and E. Tzavalis (1999), "Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed", *Journal of Econometrics*, vol. 91, no. 2, pp. 201-226.
- Harris, R. and R. Sollis (2003), *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, John Wiley and Sons, England.
- Im, K., M. H. Pesaran and Y. Shin (1995), *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, Manuscript, University of Cambridge.
- Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, vol. 115, no. 1, pp. 53-74.
- Juan-Ramón, H. y Rivera-Batiz L. (1996), *Regional Growth in México, 1970-1993*, International Monetary Fund, Working Paper.
- Kao, C. and M. H. Chiang (2000), *On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data*, Advances in Econometrics.
- Koppman, T. (1965), "On the Concept of Optimal Economic Growth", *Economic Approach to Development Planning*.
- Larsson, R., J. Lyhagen and M. Löthgren (2001), "Likelihood Based Cointegration Tests in Heterogeneous Panels", *Econometrics Journal*, vol. 4, no. 1, pp. 109-142.
- Levin, A. and C-F. Lin (1992), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Discussion Paper 92-23*, University of California, San Diego.
- Levin, A. and C-F. Lin (1993). "Unit Root Tests in Panel Data: New Results". UC San Diego Working Paper, pp. 93-56, diciembre.

- Linden, M. (2000), Testing Growth Convergence with Time Series Data- a Non-Parametric Approach, *International Review of Applied Economics*, vol. 14, no. 3.
- Maddala, G. S. and S. Wu (1999), “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and New Simple Test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, pp. 631-652.
- Mankiw, N. G., D. Romer and D. N. Weil (1992), “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, no. 2, pp. 407-437.
- Mark, N. C. and D. Sul (2003), “Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65, no. 5, pp. 655-680.
- Mendoza, M. A. (2012), *Dinámica económica regional de largo plazo en México: 1940-2010*, en *Análisis Espacial y Regional: Crecimiento, concentración económica, desarrollo y espacio*, México, Plaza y Valdés/UNAM.
- Mendoza, M. A. (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.
- Pedroni, P. (1999), “Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, no. 4, pp. 653-670.
- Pedroni, P. (2000), “Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels”, Department of Economics Working Papers 2000-03, Williams College.
- Pedroni, P. (2004), “Panel Cointegration: Asymptotic And Finite Sample Properties Of Pooled Time Series Tests With An Application To The PPP Hypothesis”, *Econometric Theory*, vol. 20, no. 3, pp. 597-625.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. P. Smith (1999), “Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels”, *Journal of the American Statistical Association*, 94, pp. 621-634.
- Phillips, P. and R. M. Hyungsik (2000), “Nonstationary panel data analysis: an overview of some recent developments”, *Econometric Reviews*, vol. 19, no. 3, pp. 263-286.
- Ramsey, F. P. (1928), “A Mathematical theory of savings”, *Economic Journal*, vol. 38.
- Rodríguez Benavides, Domingo, Ignacio Perrotini Hernández y Francisco Venegas-Martínez (2012), “La hipótesis de convergencia en América Latina: Un análisis de cointegración en panel”, *EconoQuantum*, vol. 9, núm. 2, pp. 99-102.
- Rodríguez, A. y J. Sánchez (2002), “The Impact of Trade Liberalization on Regional Disparities in Mexico”, *Growth and Change*, 33, pp. 72-90.

- Rodríguez-Oreggia, E. (2002), "Polarization of income under structural changes: winners and losers of regional growth in Mexico", working paper.
- Rodríguez-Orregia, E. (2005), "Regional disparities and determinants of growth in Mexico", *The Annals of Regional Science*, 39, pp. 207-220.
- Quah, D. (1993), "Galton's Fallacy and the Tests of the Convergence Hypothesis. Scandinavian", *Journal of Economics*, vol. 94, no. 4, pp. 427-443.
- Quah, D. (1996a), "Convergence empirics across economies with (some) capital mobility", *Journal of Economic Growth*, vol. 1, no. 1, pp. 95-124.
- Quah, D. (1996b), "Empirics for Economic Growth and Convergence", *European Economic Review*, vol. 40, no. 6, pp. 1353-1375.
- Quah, D. (1997), "Empirics for growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence clubs", *Journal Economic Growth*, vol. 2, no. 1, pp. 27-59.
- Solow, R. M. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, no. 1, pp. 65-94.