

CONVERGENCIA EN EL PIB PER CÁPITA ESTATAL: UN ANÁLISIS DE DATOS DE PANEL CON RAÍCES UNITARIAS

*Jesús Díaz Pedroza**

*Guillermo Martínez Atilano***

RESUMEN

Este artículo investiga la convergencia en el Producto Interno Bruto (PIB) per cápita estatal con datos anuales que comprenden el periodo de 1970 a 2001. Para probar la existencia de una raíz unitaria, se aplican dos de las pruebas más importantes generadas en el ámbito de la econometría de datos de panel: el test de Levin y Lin y el de Im, Pesaran y Sheen. Por sus características, estas pruebas tienen amplias ventajas en cuanto al análisis de datos de panel. En ambas se rechaza la presencia de raíces unitarias y se intuye, a partir de este resultado, la presencia de una convergencia regional.

Palabras clave: convergencia, crecimiento económico, datos de panel, raíces unitarias.

* Profesor Asociado de la Universidad Autónoma Metropolitana.

** Profesor de Tiempo completo de la Universidad Autónoma Metropolitana.

1. Introducción

La convergencia entre regiones se ha analizado en una gran variedad de estudios: en el ámbito internacional destacan los trabajos de Abramovitz (1986), Baumol (1986), Romer (1986), Lucas (1988), Barro y Sala-i-Martin (1990, 1991 y 1992), Serletis y Krichel (1992) y Bernard y Durlauf (1995). En el plano nacional, dos trabajos son de especial interés: Esquivel (2000) y Cermeño (2001). Usando datos del Producto Interno Bruto (PIB) per cápita o algún índice de producción industrial sobre varios periodos de estudio y para economías que guardan ciertas características que las hacen muy similares, es posible encontrar evidencia de convergencia en el largo plazo.

Este artículo analiza la convergencia en el PIB per cápita desde una nueva óptica: la utilización de los tests de raíces unitarias en los datos de panel; para tal cometido, se establece una economía que va a fungir como líder y hacia la cual tienden a converger las demás economías. Consideramos que el Distrito Federal bien puede representar esta economía líder.¹

El test de raíces unitarias en datos de panel ofrece un mecanismo para solucionar aquellos problemas relacionados con la baja potencia que muestran los test de Dickey Fuller Aumentados (ADF) para series de tiempo univariadas. El presente artículo utiliza ampliamente los tests desarrollados por Levin y Lin (1993) y por Im, Pesaran y Sheen (1997). El test de raíz unitaria desarrollado por estos últimos posee amplias ventajas sobre los demás procedimientos concebidos para probar estacionariedad. En este sentido, como el objetivo es probar convergencia regional, es importante mencionar que el panel se construyó con base en las desviaciones respecto a una entidad federativa base.

La siguiente sección se inicia con una exposición del modelo teórico que dará pie a la forma en que se realizarán las estimaciones econométricas. Más adelante se da un breve repaso a las distintas definiciones de convergencia.

¹ Asimismo, el análisis podría establecer bajo otra óptica y hacer algunas segmentaciones con las diversas entidades federativas, así como realizar la convergencia en un esquema de *clusters* y probar clubes de convergencia, como se señala en Quah, "Convergence Empires"... , *Journal of Economic Growth*, vol. 1, núm 1, 1994. Ambas técnicas son muy novedosas e interesantes; sin embargo, se ha optado por utilizar la primera de ellas.

Posteriormente, en la sección tres, se definen las formas como se lleva a cabo la estimación de raíces unitarias en un panel. Además, en esta sección se hacen patentes las limitaciones asociadas con la presencia de raíces unitarias en los datos de panel. En primer lugar, el rechazo de la hipótesis nula de la presencia de raíces unitarias se puede deber a que algunas de las series en el panel son estacionarias, y en segundo lugar las pruebas mostradas aquí no explotan de manera completa la información, y se necesitan nuevos tests, como se señala en las conclusiones.

2. Marco teórico

En esta sección se utilizará el modelo de crecimiento neoclásico tradicional, con el cual se gana en dos sentidos. Primero, en cuanto a predicción se refiere, este modelo gana por su sencillez. Bajo este esquema de modelaje, las predicciones sobre el ritmo de crecimiento y la evolución temporal de la distribución del ingreso por regiones dependen de los supuestos tecnológicos y de la presencia de rendimientos a escala de los factores acumulables y de aquellos elementos que determinan el progreso tecnológico. En segundo lugar, se permite la contrastación empírica de la teoría económica que identifica fuerzas contrapuestas en el análisis de convergencia real.

2.1 Modelo de Solow-Swan

Supuestos básicos

Supongamos que se tiene una economía que produce un único bien Y . Este bien puede tener dos finalidades, ya sea que se consuma, C , o se ahorre, S . El objetivo es el análisis del funcionamiento de esta economía en el largo plazo, y para ello se supone que el mercado de bienes y servicios y el del trabajo se encuentran en equilibrio y que la inversión planeada I coincide con el ahorro S , dando lugar a un incremento de la capacidad instalada, K . Sin embargo, hay que hacer una serie de artificios para encontrar la solución al modelo de Solow-Swan.

Aunque el modelo de Solow-Swan se puede resolver con distintas funciones de producción que satisfacen las propiedades de buen comportamiento, para

simplificar se supone que las posibilidades técnicas de producción se representan mediante la función de producción del tipo Cobb-Douglas:

$$Y = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} \quad (1)$$

en donde el progreso técnico es neutral en el sentido de Harrod y su tasa de crecimiento está dada por

$$\frac{\dot{A}}{A} = g \quad (2)$$

Como esta función presenta rendimientos constantes a escala, se puede escribir como

$$\frac{Y}{AL} = \left(\frac{K}{AL} \right)^\alpha \quad (3)$$

Y en términos per cápita:²

$$y = k^\alpha \quad (4)$$

Además, la función producción tiene que cumplir con una serie de propiedades de buen comportamiento. Las propiedades para una función de producción del tipo Cobb-Douglas son las siguientes:

$$i) \quad f'(k) = \alpha k^{\alpha-1} > 0$$

$$ii) \quad f''(k) = \alpha(\alpha-1)k^{\alpha-2} < 0$$

$$iii) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} f'(k) = 0$$

$$iv) \quad \lim_{k \rightarrow 0} f'(k) = \infty$$

² En todo este documento las variables en letras minúsculas se denominan variables per cápita. Además, hay que señalar que tanto y como k están normalizadas por medio del progreso técnico, por lo que las variables se denominan PIB (output o producto) y capital por trabajador en unidades de eficiencia o por trabajador eficiente.

Con

$$f'(0) = (0)^\alpha = 0 \quad \text{y} \quad f(\infty) = (\infty)^\alpha = \infty$$

A las condiciones anteriores se les suele llamar condiciones de Inada.

La fuerza de trabajo crece a una tasa proporcional constante y exógena n :

$$\frac{\dot{L}}{L} = n \tag{5}$$

El ahorro supone una fracción constante del ingreso:³

$$S = sY \tag{6}$$

donde la tasa de ahorro s es un parámetro exógeno comprendido en el intervalo $(0, 1)$.

$$I \equiv K + \delta K \tag{7}$$

El capital se deprecia a la tasa δ , de manera que esta expresión no es una función de inversión sino tan sólo una identidad que relaciona la acumulación de capital y su depreciación con la inversión en el marco de las cuentas nacionales. El último supuesto de que se hará uso se refiere a las leyes de Walras y a la condición de vaciado de mercados, lo que da lugar a los precios de equilibrio. En este supuesto, la flexibilidad de r , w y p garantiza el pleno empleo de los factores productivos en todo momento.

$$F(K, L)_L = (1 - \alpha) \frac{Y}{L} = \frac{w}{p} \tag{8}$$

$$F(K, L)_K = \alpha \frac{Y}{K} = r \tag{9}$$

³ En el modelo de Ramsey se elimina este supuesto tan fuerte y se toman en cuenta las decisiones de los consumidores.

cuya condición de vaciado de mercado exige que se satisfaga lo siguiente:

$$\begin{aligned} K^d &= K(r, w/p) \\ N^d &= N(r, w/p) \end{aligned} \tag{10}$$

que en términos más intuitivos es el cumplimiento del equilibrio de mercado en el cual la condición es que la oferta igual a la demanda de factores.

Solución al modelo de Solow-Swan

Ahora ya se tienen las condiciones necesarias para solucionar el modelo de Solow y obtener algunos de los resultados más importantes, que permitirán realizar la contrastación de la hipótesis de la convergencia económica. Utilizando las ecuaciones (1) y (4) y derivando con respecto al tiempo, se puede obtener la ecuación que gobierna el movimiento del comportamiento del modelo de crecimiento neoclásico.

$$\dot{y} = \frac{\partial f(k)}{\partial t} = f'(k)^{\alpha-1} \dot{k} \tag{11}$$

Las condiciones para el crecimiento de la relación capital/trabajo eficiente y la convergencia hacia el estado de crecimiento sostenido k pueden representarse como

$$\frac{dk}{dt} = \dot{k} = \left[\frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{A}}{A} \right] \frac{K}{AL} \tag{12}$$

Sustituyendo (2), (5), (6) y (7) en (11) y haciendo uso de la relación entre ahorro e inversión, se llega a la siguiente expresión:⁴

$$\dot{k} = sk^{\alpha} - (n + g + \delta)k \tag{13}$$

⁴ Para una solución más detallada se puede consultar el capítulo 2 de David Romer. *Macroeconomía avanzada*, 2a. ed., McGraw-Hill, 2002.

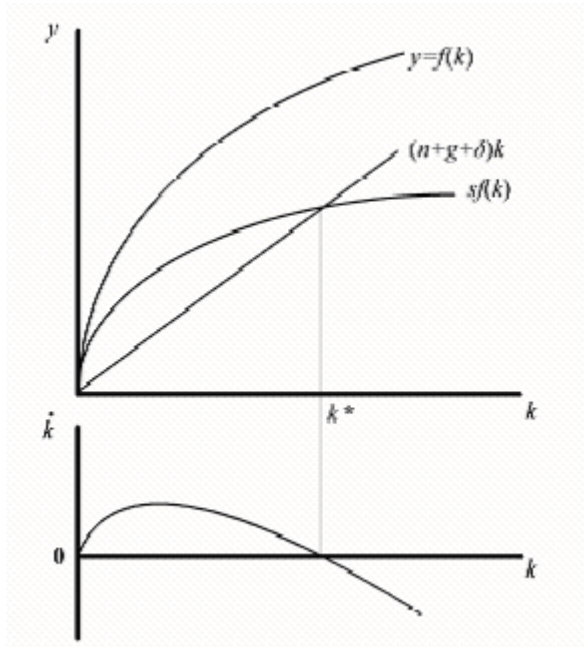
conocida en la literatura del crecimiento económico como *ecuación fundamental del crecimiento en el modelo neoclásico*, que no es más que una relación de comportamiento que lleva implícita la función de ahorro; el resto son relaciones de tipo tecnológico o identidades. La interpretación de esta ecuación de crecimiento es muy sencilla: el *stock* de capital por persona aumenta con la diferencia entre el ahorro bruto de la economía y la tasa de reposición del capital $(n + g + \delta)k$. Cuando aumenta la tasa de ahorro, la inversión agregada aumenta (esto suponiendo que la economía sea cerrada y la inversión sea igual al ahorro). Como la inversión sirve para aumentar la cantidad de maquinaria y equipo, el *stock* de capital aumenta. De nueva cuenta, si regresamos a la ecuación (13) el primer término del lado derecho es el ahorro total por trabajador en unidades de eficiencia. Cuando la acumulación de capital $\dot{k} = 0$, entonces $sk^a = (n + g + \delta)k$ indica cuál es el ahorro necesario por trabajador eficiente para mantener k constante. Si las máquinas se deprecian (δ) a una tasa mayor, entonces el *stock* de capital por persona deberá aumentar en menor medida. Lo mismo ocurre con el aumento de la tasa de fertilidad o crecimiento de la población (n): cuantas más personas nazcan, el *stock* de capital por persona disminuye.

Por otro lado, la ecuación (11) nos dice que el *stock* de capital per cápita disminuye por dos razones: la primera es que una fracción de capital se deteriora o deprecia en cada instante del tiempo. La segunda indica que el *stock* de capital por persona decrece si no se invierte nada, ya que el número de personas aumenta. Sin embargo, hay que tener presente que existen dos aspectos muy importantes acerca de este resultado. El primero es que la relajación de los supuestos básicos de este modelo alteraría el resultado obtenido. El segundo es el hecho de que la productividad marginal de capital es decreciente con un rango de variación entre ∞ y 0. Esto asegura la existencia y estabilidad de un estado estacionario, en el que la economía experimenta un crecimiento sostenido con pleno empleo. Es decir, la productividad media del capital es igual a una constante que es determinada por los parámetros n , g , δ , s y γ .

Estado estacionario en el modelo de Solow-Swan

La ecuación fundamental del modelo de Solow y Swan nos indica los determinantes del *stock* de capital por persona como función de algunas constantes (A, s, δ o n) y del *stock* existente, k . Este resultado se cumple en cada instante (del tiempo),

desde un instante que se considera inicial hasta un periodo infinito. Una manera sencilla de visualizar y llevar a cabo un análisis de las predicciones de los modelos de Solow y Swan es mediante las gráficas: en el eje horizontal se introduce la variable k , mientras que en el eje de las ordenadas está la función de producción, $f(k)$, en la primera gráfica y la acumulación del *stock* de capital en la segunda gráfica. Como se trata de una función neoclásica, $f(k)$ es creciente (el producto marginal del capital es positivo) y cóncava (existen rendimientos decrecientes del capital). Además, la función de producción es vertical cuando el capital es cero; y, por la condición de Inada, se requiere que el producto marginal del capital sea infinito y que la pendiente se vuelva horizontal cuando k se aproxima a infinito.



Gráfica 1

Gráfica 2

En la ecuación fundamental de Solow- Swan, el aumento de capital per cápita es igual a la diferencia entre dos funciones. La curva de ahorro, $sf(k)$, es proporcionalmente inferior a $f(k)$ como se aprecia en la gráfica 1. Finalmente, la función $(n + g + \delta)k$ es una línea recta que pasa por el origen y que tiene pendiente constante e igual a $(n + g + \delta)$. Para la segunda gráfica, la tasa de crecimiento del *stock* de capital es positiva hasta que se llega a k^* , y luego se vuelve negativa.

2.2 Convergencia

Con el modelo de Solow-Swan es posible desarrollar un modelo susceptible de ser estimado empíricamente y que puede considerarse como una forma reducida del presentado en la sección anterior. Este modelo permite contrastar distintas hipótesis de convergencia;⁵ además, sirve de marco para un repaso de la evidencia disponible sobre convergencia a nivel nacional y regional.

$$y_{i,t+1} = \alpha_i + (1 - \beta) y_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

donde $y_{i,t} = \ln Y_{it}/Y_t$ denota el logaritmo del ingreso per cápita del país i -ésimo en el periodo t , normalizada por el ingreso per cápita medio en los países de la muestra; Y_t , ε_{it} representa un *shock* aleatorio con media cero y varianza s_e^2 , distribuido de manera independiente para los distintos países y periodos y no correlacionado con $y_{i,t}$ y α_i . El coeficiente β mide la velocidad media de convergencia hacia un equilibrio a largo plazo. También suponemos que α_i se mantiene constante sobre el tiempo distribuida entre países con media cero y varianza s_a^2 . Este parámetro refleja las características del territorio i que determinan su nivel relativo de renta en un equilibrio a largo plazo, y por tanto refleja también, en primer lugar, sus tasas de acumulación de distintos factores y, segundo, las preferencias y la tecnología, así como las políticas adoptadas para su gobierno y diversas particularidades geográficas o institucionales que pueden incidir en la tasa de inversión.

De acuerdo con la terminología de Barro y Sala-i-Martin (1990, 1992), se presenta una convergencia condicional cuando el valor del coeficiente β se encuentra entre cero y uno, esto es, cuando cada economía tiende a converger a su propio estado estacionario, y convergencia β “absoluta” cuando además el coeficiente α_i es el mismo para todas las economías, es decir, cuando todas las regiones convergen hacia un mismo nivel de renta. Según estos autores, existe convergencia σ cuando la dispersión del ingreso (medida por la varianza de y_{it}),

⁵ En el capítulo 11 de Barro y Sala-i-Martin, *Economic Growth*, se proporcionan definiciones más amplias del concepto de convergencia y de su estimación empírica.

σ_t^2) tiende a reducirse en el tiempo. También señalan que los distintos conceptos de convergencia están muy relacionados entre sí; sin embargo, la existencia de convergencia beta, ya sea absoluta o condicional, es una condición necesaria pero no suficiente para la existencia de una convergencia σ . Los dos tipos de convergencia b tienen implicaciones muy distintas, tanto desde el punto de vista de la economía positiva como en el de la formulación de la política regional.

La convergencia beta absoluta dentro de un grupo de países o regiones implica una tendencia a la igualación de los ingresos per cápita. En tales circunstancias, las regiones o países inicialmente más pobres tienden a crecer a un ritmo mayor hasta alcanzar a los más ricos. A largo plazo, el nivel esperado de ingreso per cápita es el mismo para todos los miembros del grupo, sin importar su valor inicial, lo cual no implica que la desigualdad vaya a desaparecer por completo, ya que siempre habrá *shocks* aleatorios con efectos desiguales sobre distintos territorios.

Evidencia empírica para México

Existen diferentes trabajos sobre el análisis de convergencia en México, si bien aquí sólo se mencionarán dos de ellos. Ambos trabajos muestran resultados muy diferentes. En Gerardo Esquivel (2000), el autor analiza la existencia de convergencia en los distintos estados de la República Mexicana. Su trabajo se centra en el periodo comprendido entre 1940–1995, y sus estimaciones están realizadas por medio del método de mínimos cuadrados no lineales. Estas estimaciones son muy parecidas a las efectuadas por Barro y Sala-i-Martin, en las cuales llevan a cabo cinco regresiones para diferentes periodos de tiempo. Esquivel encuentra que para el periodo de 1940-95 la tasa instantánea de convergencia encontrada es cercana a 1.2%, resultando muy inferior al 2% del modelo de Barro y Sala-i-Martin.

Para el periodo 1940-60 la tasa de convergencia absoluta es muy superior, aproximadamente del 3.3%, mientras que para el último periodo 1980-95 se aprecia que no hay evidencia de convergencia absoluta para los estados de la República Mexicana. El autor da algunas explicaciones a este fenómeno.

Otro trabajo interesante es el de Cermeño (2001), quien, utilizando una metodología diferente, encuentra tasas de convergencia de entre 4.2% y 5.3%. Mediante un análisis de simulaciones de montecarlo, el autor señala que haciendo la evaluación de la magnitud de los sesgos de estimación del parámetro autorregresivo, es mejor hacer correcciones de sesgos tomando como referencia el estimador “mínimos cuadrados ordinarios”. Además afirma que, con base en pruebas que él realizó, se demuestra la inexistencia de la no convergencia.

3. Convergencia en el PIB per cápita estatal

Mientras que las propiedades de las series de tiempo para una variable son primordiales para los economistas, las propiedades estadísticas de los estimadores de las series temporales dependen de si los datos son o no estacionarios. Si las variables son estacionarias, la distribución límite de la mayoría de las series será aproximadamente normal cuando $T \rightarrow \infty$; entonces, las tablas para la normal y la chi cuadrada pueden utilizarse para construir intervalos de confianza o para probar hipótesis. Si los datos son no estacionarios o contienen raíces unitarias, los estimadores estándar serán con distribuciones no estándar en cuanto $T \rightarrow \infty$. Bajo estos criterios, tendríamos que apelar a simulaciones por computadora para encontrar los valores críticos de la hipótesis nula. Sin embargo, con los paneles de datos⁶ uno puede explotar la información dimensional presentada por el Cross-Section para inferir estacionariedad contra no estacionariedad utilizando aproximaciones a las distribuciones normal o t al invocar el teorema del límite central.

Con la información recabada presentaremos dos test que han sido muy utilizados en la econometría de panel de datos. El primero de ellos es el test de Levin y Lin, y el segundo es el de Im, Pesaran y Sheen.

⁶ Los paneles con grandes dimensiones (Cross-Section) y de grandes periodos de tiempo (corte longitudinal) han sido utilizados por los economistas en las últimas décadas. Bernard y Durlauff (1996) los usan para probar la hipótesis de convergencia en ingresos dentro de la teoría del crecimiento, mientras que Frankel and Rose (1996) los emplean para probar la determinación del tipo de cambio bajo la hipótesis del poder de paridad de compra.

Test de Levin y Lin

Los trabajos de Levin y Lin (1992, 1993) son una continuación del estudio iniciado por Quah. Sin embargo, los artículos de estos autores pueden considerarse pioneros en cuanto a la propuesta de utilizar conjuntos de datos de panel con el fin de mejorar la potencia de los tests tradicionales de raíces unitarias aplicados a las series temporales, considerando la hipótesis nula de que cada individuo del panel exhibe perturbaciones integradas frente a la alternativa de estacionariedad conjunta.

Los procedimientos propuestos por estos autores son muy flexibles, permitiendo en muchos aspectos la máxima heterogeneidad entre individuos; pueden incorporar términos independientes y tendencias específicas y permiten que la varianza residual y el patrón de las correlaciones seriales de orden superior a la unidad varíen libremente entre individuos. El procedimiento puede esquematizarse en tres etapas:

1a. etapa: Filtro de dependencia transversal. Según Levin y Lin, se requiere que los datos se hayan generado de manera independiente para el corte transversal considerado. Sin embargo, en un modelo de datos de panel estacionario se permite la presencia de una limitada dependencia en virtud de los efectos específicos de naturaleza temporal comunes a todos los individuos. Ello obliga a establecer un mecanismo para filtrar los datos observados, que consiste en sustraer a las series sus medias transversales calculadas conforme a la expresión

$$\bar{y}_t = \sum_{i=1}^N y_{it} / N \quad (15)$$

2ª etapa: Estimación para cada individuo de las regresiones auxiliares necesarias para construir posteriormente el test único de datos de panel. La expresión utilizada por los autores es la que suele utilizarse en series de tiempo univariadas ADF:

$$\Delta y_{it} = \gamma_i y_{it-1} + \sum_{L=1}^{P_i} \beta_{iL} + \Delta y_{it-L} + a_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

En la ecuación anterior, el número de retardos p_i para cada uno de los individuos puede ser distinto en la variable en diferencias. Los términos a_{im} y d_{mt} son representaciones de los parámetros y variables deterministas que se pueden incluir en el modelo de regresión. De esta manera, en lugar de estimar la regresión en un solo paso, la estimación se lleva cabo mediante regresiones auxiliares. Es decir, se plantea el modelo que se busca estimar, una vez estandarizado:

$$\tilde{e}_{it} = \gamma_i \tilde{v}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

donde

$$\tilde{e}_{it} = \frac{\hat{e}_{it}}{\hat{\sigma}_{it}} \quad (18)$$

Una vez realizada la estandarización se puede utilizar la técnica de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), y el parámetro γ va a estar determinado mediante la siguiente expresión:

$$\hat{\gamma} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+pi}^T \tilde{v}_{it-1} \tilde{e}_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+pi}^T \tilde{v}_{it-1}^2} \quad (19)$$

Cuya desviación estándar es

$$sd(\hat{\gamma}) = \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+pi}^T \tilde{v}_{it-1}^2}} \quad (20)$$

3a etapa: Corrección de la ratio “t” para muestras pequeñas y modelos con componentes deterministas. La convergencia asintótica de la ratio “t” a una normal estándar requiere un ajuste del coeficiente calculado tanto en términos de media como de desviación típica. Levin y Lin sugieren que para llevar a cabo este ajuste, la corrección del parámetro “t” se apoyará en el cálculo previo de la razón entre las desviaciones estándar a corto y largo plazo para cada individuo (s_i), con lo cual la expresión queda de la siguiente manera:

$$t^* = \frac{t_\gamma - N\tilde{T}S_{NT}\hat{\sigma}_e^{-2}sd_\gamma\mu_{\tilde{T}}}{\sigma_{\tilde{T}}} \quad (21)$$

donde

$$S_{NT} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{w}_{yi}}{\hat{\sigma}_{ei}} \quad (22)$$

El término W_{yi} representa el término de ponderación para las auto-covarianzas, y el cuadrado del último término es un estimado de la varianza de largo plazo de y_i . Por su parte, los términos, m_T y s_T son la media y la desviación estándar necesarios para el ajuste.

3.1 Test de Im, Pesaran y Sheen

Se han propuesto algunos tests para probar raíces unitarias, cada uno de los cuales tiene ventajas, si bien resulta especialmente atractivo el test IPS debido no sólo a su facilidad de cálculo, sino también a sus buenas propiedades asintóticas. Además de permitir la existencia de heterogeneidad entre los componentes del panel, también hace posible tener en cuenta la existencia de autocorrelación en los residuos y de correlación entre los miembros del panel, aunque tan sólo en forma limitada. El test IPS se puede derivar como una aplicación del test de DFA a un panel de datos.

$$y_{it} = \mu_i\alpha_i(1) + \sum_{j=1}^{pi+1} \alpha_{ij}y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

que es el modelo más general y en el que si los errores estuvieran autocorrelacionados, se tendrían que tomar en cuenta a la hora de establecer los tests sobre la prueba Dickey Fuller Aumentada (ADF) en el modelo. Entre las especificaciones estudiadas por IPS, la más sencilla es la denominada LM-bar o test t-bar.

En concreto, el estadístico LM-bar se define como

$$LM_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^T LM_{iT}(p_i, \beta_i) \quad (24)$$

con

$$\beta_{ij} = \sum_{h=j+1}^{pi+1} \alpha_{ih} \quad (25)$$

mientras que el estadístico t-bar se define como

$$t-bar = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tau_i \quad (26)$$

Donde τ es el estadístico t obtenido al aplicar el test de DFA a cada una de las series individualmente. Im *et al.* (1997) han propuesto aplicar una corrección paramétrica, dependiendo de los retardos empleados en los tests de DFA y del tamaño temporal de las series:

$$T-Bar = \sqrt{N} \left(\frac{(t-bar) - a_T}{\sqrt{b_T}} \right) \sim N(0,1) \quad (27)$$

El estadístico T-Bar (corregido), que se construye a partir del estadístico t-bar, se distribuye como una normal estándar. En Im *et al.* (1997) se tabulan los valores para la media (a_T) y la varianza (b_T). El estadístico T-Bar contrasta la hipótesis nula de que existe una raíz unitaria en todas y cada una de las series del panel contra la hipótesis alternativa de que todas, o algunas, de las series del panel son estacionarias.

3.2 *Los datos*

Los datos recolectados del producto interno de cada uno de los estados abarcan el periodo comprendido entre los años 1970 y 2001. Por desgracia, no se cuenta con datos oficiales del producto estatal bruto (PEB) para los años anteriores a 1970. Además, las cifras oficiales que presenta el INEGI son a partir del año 1993. A pesar de ello, fue posible construir los datos para el periodo 1970-2001 mediante la búsqueda de información en fuentes no oficiales y respetando siempre las tasas de crecimiento del PEB oficial para los quinquenios 1970, 75, 80, 85 y 90 presentadas por el INEGI. Al hacerlo de esta manera, se tiene un número de observaciones que son compatibles con los resultados oficiales.

Para la variable población se empleó la fórmula de crecimiento exponencial y se utilizaron las cifras para cada uno de los decenios proporcionadas por el Consejo Nacional de Población (CONAPO).

Así pues, se utilizaron cuantas observaciones fueron posibles entre los distintos estados, aprovechando la dimensión transversal para el análisis de la estacionariedad de las series incluidas en el análisis. El objetivo aquí es la convergencia bivariada de largo plazo entre los estados de la República Mexicana con respecto al Distrito Federal, ya que se debe ser consciente de que en un análisis orientado a largo plazo lo interesante es disponer de una muestra que cubra un amplio espacio temporal. En ese sentido, ampliar la muestra por elevación de la frecuencia sin añadir nuevo contenido informativo no parece una solución razonable a un caso de muestra limitada.

Por otro lado, si el objetivo último es contrastar relaciones tendenciales de equilibrio a largo plazo, el análisis deberá seguir centrándose en la frecuencia cero. Sin embargo, la presencia de raíces unitarias en frecuencias estacionales puede provocar la estimación inconsistente de la relación de cointegración en esa frecuencia cero. Así pues, en este caso parecería necesario eliminar el componente estacional de las variables analizadas mediante un procedimiento de desestacionalización con filtros lineales clásicos.

En virtud de lo anterior, la única alternativa interesante, aunque técnicamente más compleja, consistiría en la aplicación de contrastes de cointegración en todas

las frecuencias, frecuencia cero y estacionales de manera simultánea. Sin embargo, el problema de la cointegración en datos de panel no se abordará en el presente documento; únicamente se expondrán los pasos necesarios para determinar la presencia de raíces unitarias.

Los diferenciales en el producto se definieron con respecto al Distrito Federal y se establecieron de la siguiente manera:

$$x_{it} = y_{it} - y_{jt} \tag{28}$$

donde $i = 1, 2, \dots, N = 31$ son los demás estados de la República Mexicana distintos al Distrito Federal, $j =$ Distrito Federal y $t = 1970, \dots, y 2001$ es el periodo de tiempo.

Como se nota en la ecuación anterior, se supone que la variable x_{it} es generada por un proceso autorregresivo.

3.3 Resultados de la estimación

De las estimaciones realizadas con los dos procedimientos anteriores se obtienen los siguientes cuadros de resultados para la variable Δy_{it} que se encuentra denotada por la ecuación (29) con 31 estados de la República Mexicana y utilizando al D. F. como economía líder o contra la cual se busca reducir las disparidades, y con la inclusión de los rezagos 1 y 2.

Tabla 1. Test de Levin y Lin para Δy_{it}

Número de Rezagos	Coefficiente	t-value	t-star	P > t
1	-0.05684	-7.891	-2.16979	0.0150
2	-0.06324	-8.217	-2.22451	0.0131

El resultado del test permite rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad; sin embargo, ello no implica que todas las series del panel sean estacionarias y que se descarte la presencia de una raíz unitaria en algunas de las series.

Para el test de Im, Pesaran y Sheen se procedió de la misma manera, con la excepción de que se utilizaron tres rezagos. El resultado queda de la siguiente manera.

Tabla 2. Test de Im, Pesaran y Shin para la variable y_{it}						
Rezagos	t-bar	Valores críticos			Psi(t-bar)	p-value
		1%	5%	10%		
1	-1.747	-1.810	-1.730	-1.680	-1.386	0.083
2	-1.800	-1.810	-1.730	-1.680	-1.949	0.026
3	-1.721	-1.810	-1.730	-1.680	-1.480	0.069

Los resultados obtenidos al aplicar el test apuntan al cumplimiento de la hipótesis de la convergencia económica entre el Producto Estatal Bruto (PEA) y la del Distrito Federal ya que, de acuerdo con la hipótesis nula de este test, se puede rechazar la presencia de una raíz unitaria en todas y cada una de las series que conforman el panel de datos a un nivel de significación del 5 y 10%. Sin embargo, en la tabla 2 se puede apreciar que, según los datos, no se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria a un 1% de significación.

Si bien los resultados obtenidos hasta el momento resultan favorables al cumplimiento de la convergencia económica del PEB, persisten algunas dudas que deben resolverse antes de extraer una conclusión definitiva. El test que a continuación se presenta nos ayudará en este sentido, ya que resultaría excesivo concluir que la convergencia se mantiene para todos los miembros del panel.

Conclusiones

Los resultados sugieren ser cautos con las conclusiones extraídas de la aplicación del test de Levin y Lin, y el de Im, Pesaran y Shen ya que, como es posible ver mediante el test de Hadri, existe la posibilidad de que algunas series del panel presenten raíces unitarias. Estos resultados plantean algunas dudas sobre el comportamiento estacionario del PEB.

A la luz de los datos, resulta excesivo concluir que la convergencia regional se mantiene para todos los miembros del panel. La prueba de t-bar no nos permite saber cuántos y cuáles miembros del panel presentan raíces unitarias; para ello se necesitaría otro tipo de pruebas que está fuera del alcance de este trabajo. El análisis no es concluyente y la ausencia de convergencia tampoco puede ser un resultado que ya esté dado. El enfoque de cointegración en panel de datos sería un elemento trascendental en la demostración de la existencia o no de convergencia, ya que mediante este enfoque se incorporarían variables que también inciden en la convergencia, y su velocidad. Entre ellas se encuentran el gasto público por estado, el capital humano estatal y la actividad de investigación y desarrollo.

Quizá el cumplimiento de la hipótesis nula, de acuerdo con los dos primeros tests, se deba a las condiciones muy restrictivas. Es decir, se ha partido del supuesto de que existe homogenización en los gustos, preferencias y procesos de producción en todas y cada una de las regiones mexicanas. Esto parecería extraño, sobre todo si consideramos que las regiones sureñas guardan ciertos patrones culturales y de comportamiento muy distintos a los de las regiones norteñas y del centro. En cuanto a los procesos productivos, las entidades como Chiapas, Oaxaca y algunos estados más pobres podrían ser más intensos en mano de obra, mientras que en las regiones como Nuevo León, Chihuahua y Coahuila son más intensivos en capital.

Una de las principales críticas que se hacen a los test de raíces unitarias de panel es el hecho de que no se tiene en cuenta la posible existencia de correlación entre los miembros de la muestra. Ésta es una posibilidad nada despreciable en el análisis de la convergencia del Producto Estatal Bruto (PEB) en la medida en que los PEB reales se calculan empleando la misma metodología, las mismas tecnologías y una moneda común como numerario. Una de las principales ventajas

del test IPS consiste en que se puede controlar por la existencia de relaciones entre los miembros del panel si se introducen efectos temporales comunes mediante la transformación de las series en desviaciones respecto a la media. Por desgracia, O'Connell (1998) y Maddala y Wu (1999) han señalado que en la realidad las relaciones entre los miembros del panel pueden ser muy complicadas como para ser recogidas por la transformación propuesta por Im *et al.* (1997) En estos casos se recomienda la simulación de los valores críticos por la técnica denominada Bootstrapping, aunque este método está fuera del alcance del presente trabajo.

Asimismo, hay que mencionar que bajo el esquema de Levin y Lin la hipótesis de convergencia se cumple y, para el caso de México, se apega más a los resultados obtenidos por Cermeño (2001): el valor del parámetro de convergencia es de un poco más del 5% con una vida media de 11.84 años. Este resultado es respaldado por la prueba de IPS; como se recordará, la aplicación del contraste t de Levin y Lin obliga a que el coeficiente de autocorrelación parcial para y_i , sea idéntico para todos los individuos del panel.

La literatura revisada en este trabajo muestra que la hipótesis de convergencia no siempre se cumple y que, cuando lo hace, la persistencia de sus desviaciones es muy prolongada. Por este motivo, para estimar una relación entre el PEA per cápita y otra variable se requiere el uso de técnicas econométricas que tengan en cuenta estas características de los datos. En la actualidad se han logrado avances en la econometría de datos de panel, específicamente en lo tocante a la estimación de relaciones de cointegración, que constituye un campo de investigación muy fructífero.

BIBLIOGRAFÍA

- Abramovitz, Moses. "Catching Up, Forging Ahead and Falling Behind." *Journal of Economic History* 46, 1986.
- Barro, R. y J.W. Lee. "International comparisons of educational attainment". *Journal of Monetary Economics*, núm. 32, 1993, pp. 363-94.
- Barro R. y X. Sala-I-Martin. "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quartely Journal of Economics*, núm. 106, 1991, pp. 407-473.
- Barro, R. y X. Sala-I-Martin. "Convergence", *Journal of Political Economy*, núm. 100, 1992, pp. 223-251.
- Barro, R. y X. Sala-I-Martin. *Economic Growth*, Mc Graw-Hill, 1995.
- Benhabib, J. y Mark M. Spiegel. "The Role Of Human Capital And Political Instability In Economic Development", New York University C.V. Starr Center, 1992.
- Bernard, A. y Steven N. Durlauf. "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, núm. 10, 1995, pp. 97-108.
- Cermeño, Rodolfo. "Decrecimiento y convergencia de los estados mexicanos", *El Trimestre Económico*, núm. 272, 2001, pp. 603-629.
- De la Fuente, A. y R. Doménech. "Schooling Data, Technological Diffusion and the Neoclassical Model", *American Economic Review, Papers & Proceedings*, May, 2000.
- Engel, C. "Long-run PPP may not hold after all", *Journal of International Economics*, vol. 57, núm. 2, 2000, pp. 243-273.
- Esquivel, Gerardo. "Convergencia regional en México, 1940-1995", *El Trimestre Económico*, 2000, pp. 725-761.
- Frankel, J.A. y A.K. Rose. "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries". *Journal of Econometrics*, núm. 80, 1996, pp. 287-296.
- Greasley, David y Les Oxley. "Times Series Test of the Convergence Hypotesis: Some Positive Results", *Economics Letters*, núm. 56, 1997, pp. 143-147.

- Hadri, K. "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root in panel data with serially correlated errors", *The Econometrics Journal*, núm. 3, 1999, pp. 148-161.
- Hsiao, C. *Analysis of Panel Data*, 2ª ed., Cambridge University Press, 2003.
- Im, K., H. Pesaran y Y. Shin. "Testing for unit roots in heterogeneous panels", mimeo, Trinity College, University of Cambridge, 1997.
- Islam, N. "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, núm. 110, 1995, pp. 1127-1170.
- Kao, C. "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of Econometrics*, vol. 90, 1999, pp. 1-44.
- Kao, C. y M-H. Chiang. "On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data", mimeo, *Department of Economics, Syracuse University*, 1997. *Advances in Econometrics*, 15.
- Levin, A. y C. Lin. "Unit root tests in panel data: new results", *Discussion Paper 93-56*, University of California, San Diego, 1993.
- Luintel, K. "Heterogeneous panel unit root tests and purchasing power parity", Working Papers núm. 98-09, Department of Economics, University of Wales Swansea, 1998.
- Maddala, G. "On the use of panel data methods with cross country data", *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 55-56, 1999, pp. 429-448.
- Maddala, G. y S. Wu. "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, 1999, pp. 631-652.
- Mankiw, N. G., D. Romer y D. N. Weil. "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, núm. 107, 1992, pp. 407-437.
- Mark, N. y D. Sul. "A computationally simple cointegration vector estimator for panel data", mimeo, Department of Economics, The Ohio State University, 2001.
- McCoskey, S. y C. Kao. "A residual-based test of the null of cointegration in panel data", mimeo, Department of Economics, Syracuse University, 1988.

- Pedroni, P. "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, 1999, pp. 653-678.
- Phillips, P. y H. Moon. "Linear regression limit theory for nonstationary panel data", *Econometrica*, vol. 67, 1999, pp. 1057-1111.
- Quah, D. "Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth", *European Economic Review*, núm. 37, 1993a, pp. 426-434.
- Quah, D. "Galton's Fallacy and Test of Convergence Hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 95, núm. 4, 1993, pp. 427-443.
- Quah, D. "Convergence Empiries Across Economies with (Some) Capital Mobility", *Journal of Economic Growth*, vol. 1, núm. 1, 1994, pp. 95-124.
- Quah, D. "Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics", *Economic Journal*, núm. 106, 1996, pp. 1045-1055.
- Romer, David. *Macroeconomía avanzada*, 2a ed., McGraw-Hill, México, 2002.
- Romer, P. "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, núm. 94, 1986, pp. 1002-1037.
- Sala-i-Martin, X. "The Classical Approach to Convergence Analysis", *The Economics Journal*, núm. 106, pp. 1019-1036, 1996.
- Sala-i-Martin, X. *Apuntes de Crecimiento Económico*, 2ª ed., Antoni Bosch, Barcelona, España, 2000.