

(Di)convergencia regional en México¹

Vicente
Germán-Soto²

En este artículo se investiga el proceso de convergencia estatal durante 1940-2001. Pruebas cross-section y de series temporales revelan que el grado de convergencia varía dependiendo del subperiodo analizado. La convergencia llega hasta 1970, mientras que la divergencia empieza desde 1980. Se infiere que la liberalización económica influyó notablemente en la inversión del proceso, a pesar del mayor dinamismo que ha impulsado este modelo de apertura.

Palabras clave: *convergencia regional, convergencia estocástica, raíces unitarias, cointegración, México.*

Clasificación JEL: *C22, C32, O40, R11*

1. INTRODUCCIÓN

El tema de los aspectos regionales del crecimiento económico ha suscitado un renovado interés recientemente. Sin duda, un elemento decisivo ha sido la polémica surgida en torno a la existencia o no de la convergencia económica entre países o regiones. El estudio de los diferenciales de crecimiento entre países desarrollados y en desarrollo ha sido discutido a gran detalle en la literatura económica — ver Barro (1991), Mankiw *et al.* (1992), Quah (1993), Islam (1995), Crafts (1999), y Oxley y Greasley (1999),

entre otros —. Además, hay algunos análisis que se centran en el nivel regional y actualmente hay considerable trabajo empírico desde este ámbito — véanse, por ejemplo, Barro y Sala-i-Martin (1991), Carlino y Mills (1993), Coulombe y Lee (1995), Hofer y Wörgötter (1997), Persson (1997), McGuinness y Sheehan (1998), Rey y Montouri (1999), Tsionas (2000), Coulombe (2000), y De la Fuente (2002), entre otros —. Esos trabajos han dedicado gran atención a investigar la convergencia entre países desarrollados (OECD, G-7 y Unión Europea) y regiones (de EU y Europa, básicamente). Este

.....
¹ El autor desea agradecer a Josep Lluís Carrión-i-Silvestre y a los participantes de un seminario de economía realizado en la Universitat de Barcelona, en especial a Laia Castany, Isabel Cortés, Mayssun El-Attar y Óscar Villar, por útiles comentarios.

² Profesor de la Universidad Autónoma de Coahuila, adscrito a la Facultad de Economía. Estudiante del Programa de Doctorado en Economía del Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española de la Universitat de Barcelona. Becario Promep. Correo electrónico: german@terra.com.

hecho es motivado parcialmente por la disponibilidad de datos de ese grupo de economías. Sin embargo, el problema de las disparidades de ingreso regionales no es un asunto trivial de las economías desarrolladas y es igualmente (o mayormente) interesante en las economías regionales de los países en desarrollo. Desafortunadamente la evidencia empírica centrada en países en desarrollo es escasa, algunas contribuciones son las de Cárdenas y Pontón (1995), en Colombia; Esquivel (1999) y Cermeño (2001), en México; Azzoni (2001), en Brasil, entre otras. En este artículo contribuimos a la evidencia empírica probando convergencia estocástica en producto regional de México, siguiendo el enfoque de Carlino y Mills (1993) y Bernard y Durlauf (1995), además de un análisis de convergencia *cross-section*.

La experiencia documentada aquí es interesante al menos por tres razones. Primero, la metodología descansa en el uso de un grupo de técnicas econométricas que hasta ahora no habían sido consideradas para probar convergencia en el área regional de un país (como el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos, por ejemplo). Segundo, hay pocos trabajos que analizan la hipótesis de la convergencia entre los estados mexicanos y éste es uno de los primeros que lo hace empleando una serie de datos

de producto estatal anual desde 1940. Tercero, la convergencia entre los estados mexicanos es un asunto relevante debido a que su ausencia podría hacer pensar que el incremento de la relación económica con el resto del mundo a partir de la apertura comercial, no ha permitido reducir las diferencias estatales que se esperaría tomaran lugar como resultado del mayor crecimiento económico nacional que esta política ha traído al país.

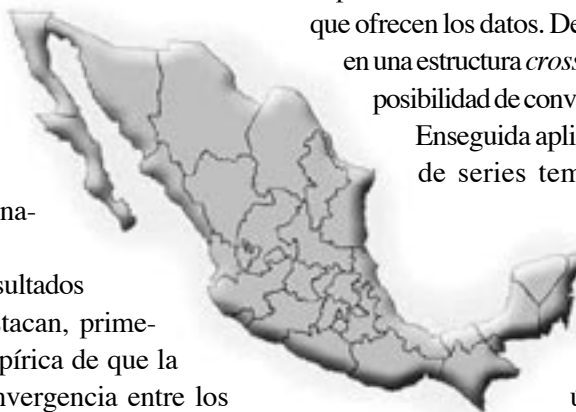
Hay algunas contribuciones en la literatura que analizan el caso mexicano, la mayoría sigue el enfoque de beta y sigma convergencia —por ejemplo, Juan-Ramón y Rivera-Bátiz (1996), Esquivel (1999), Cermeño (2001), Díaz-Bautista (2003)—. Esos trabajos concluyen que las diferencias regionales han estado matizadas por dos tendencias radicalmente distintas: un primer intervalo de tiempo donde ha habido un proceso convergente, continuado por otro donde tal proceso ha detenido su marcha. Apoyados en bases de datos quinquenales de los censos económicos, ellos han coincidido en un patrón convergente hasta 1980, aproximadamente.

La estructura metodológica adoptada en este trabajo revisa la hipótesis de la convergencia por medio del enfoque *cross-section* (sigma y beta convergencia) primero, y luego analiza el enfoque estocástico basado en datos de series temporales que cubren el periodo 1940-2001.

A nuestro entender, este es uno de los primeros trabajos que analizan la hipótesis de la convergencia usando la definición de convergencia estocástica para el caso de las regiones mexicanas.³ El enfoque de series temporales tiene la ventaja de que permite no sólo la identificación de procesos convergentes entre las regiones investigadas, sino también qué regiones lo están haciendo

y cuáles no. Esta información se vuelve crucial en el examen de las diferencias regionales de un país.

Entre los resultados obtenidos se destacan, primero, evidencia empírica de que la velocidad de convergencia entre los estados mexicanos se realiza a una tasa muy lenta (alrededor del 1%). Segundo, las series de producto contienen raíces unitarias, en contra de la convergencia estocástica, en la definición más estricta de Bernard y Durlauf (1995). Tercero, en 27 de las 32 series hay evidencia de cointegración, favoreciendo la formación de tendencias comunes en producto entre los estados mexicanos. En general, desde



los hallazgos empíricos de este trabajo se deduce que la liberalización comercial y política que ha adoptado el país como modelo de desarrollo no se ha traducido en mejores niveles de bienestar estatal, al ampliar las diferencias entre los estados ricos y pobres del país.

Este trabajo se estructura de la manera siguiente. Primero, realizamos un análisis exploratorio sobre la conducta descriptiva que ofrecen los datos. Después, probamos en una estructura *cross-section* simple la posibilidad de convergencia absoluta.

Enseguida aplicamos el enfoque de series temporales basado en pruebas de raíces unitarias y de cointegración. Por último, derivamos algunas conclusiones

y líneas de investigación futuras.

2. ANÁLISIS EXPLORATORIO

El análisis de este trabajo se basa en las series de producto (PIB) estatal generadas en Germán-Soto (2004b). La ventaja de esa base de datos es que ofrece series de producto homogéneas y suficientemente largas para cada una de las 32 entidades

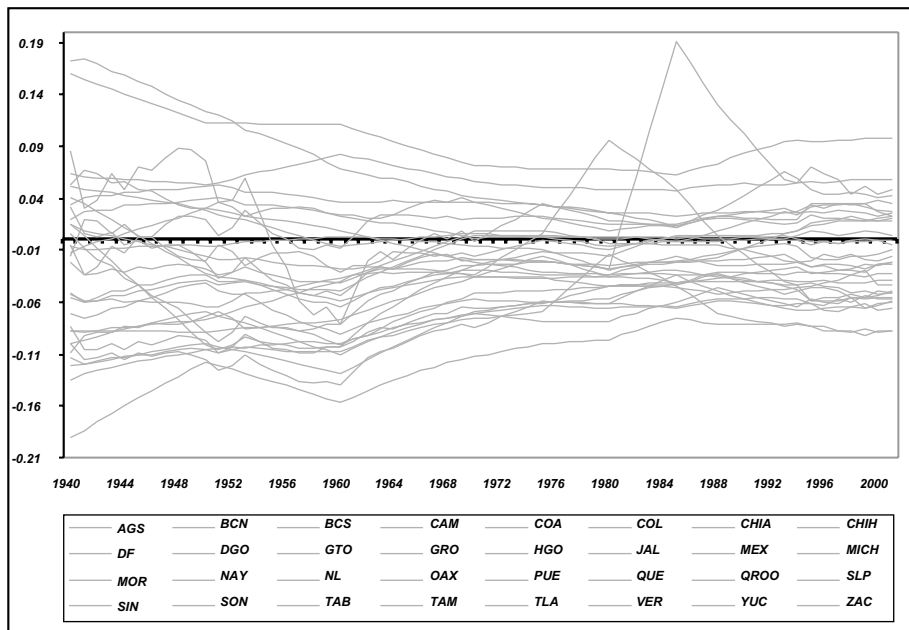
³ Algunos trabajos previos que han empezado a estudiar este fenómeno mediante el enfoque estocástico en los estados mexicanos son los de Germán-Soto (2004a) y Carrión-i-Silvestre y Germán-Soto (2005).

federativas, al comprender datos anuales desde 1940 a 2001.

La hipótesis de la convergencia predice que en el largo plazo, las diferencias en ingresos per cápita del conjunto de economías tenderán a desaparecer. Con el fin de probar este supuesto en el desempeño económico de los estados mexicanos hacemos una primera aproximación mediante el análisis descriptivo que ofrecen los datos. Con este fin hemos calculado las diferencias de producto per

cápita de cada estado respecto al nacional y las hemos expresado en términos relativos. La Figura 1 muestra esas diferencias. Se observa cómo los estados diferían ampliamente, en términos de producto per cápita, en el año de 1940. También se aprecia que estas diferencias tendieron a disiparse en el tiempo, hasta principios de los años ochenta, compartiendo de una relativa tendencia a igualar los ingresos. Sin embargo, a partir de entonces, las economías estatales han seguido un pro-

Figura 1
Producto per cápita estatal
Aportación nacional (%)



ceso que si bien no parece ser claramente divergente, sí corresponde a uno donde la reducción de las disparidades per cápita ha detenido su marcha.

Trece entidades registraron un diferencial por encima del promedio nacional. El producto per cápita en Baja California fue casi 18% superior en 1940 y estuvo por encima en 16% en el Distrito Federal; 8.5% en Quintana Roo, 6.4% en Nuevo León, 5.3% en Coahuila, 5.2% en Tamaulipas, 4.1% en Durango y 3.3% en Sonora. Otras entidades que clasificaron dentro de este grupo fueron: Colima (3.1%), Chihuahua (2.0%), Querétaro (1.5%), Yucatán (1.4%) y Aguascalientes (0.6%). En contraste, el producto per cápita en Oaxaca estuvo en poco más del 19% abajo del promedio nacional en 1940, en 13.4% en Guerrero, 12.1% en Michoacán, 11.9% en Chiapas, 10.9% en Puebla, 9.9% en Zacatecas y Tlaxcala, 8.8% en México, 8.7% en Guanajuato y 8.3% en Hidalgo. En el resto de las entidades (9 de las 32), sin embargo, se mantuvieron cantidades inferiores al 8% del nacional.

Mientras que no es posible conocer, a partir de los datos, las causas probables que llevaron a la desigualdad dibujada entre los estados a inicios de los años cuarenta, una hipótesis preliminar sostiene que las entidades donde las actividades primarias fueron más importantes y donde los recursos naturales más abundantes,

también fueron de las más rezagadas en esos primeros años del periodo.

La etapa comprendida entre 1940 y 1972, aproximadamente, señala una tendencia gradual a reducir la dispersión en producto per cápita. Todos los estados de ingresos bajos hicieron ganancias sustanciales, mientras que los estados de elevados ingresos iban, paulatinamente, perdiendo altura. Una fuente principal de reducción de dichas disparidades fue la transformación de una economía mexicana agraria y rural a una urbana e industrial, acompañada de una diversificación constante de la actividad económica que dio origen al llamado proceso de industrialización basado en la sustitución de importaciones. Villarreal (1988) señala que en el periodo de 1940 a 1975 la industria se convirtió en el motor del crecimiento con incrementos constantes en la productividad y el empleo.

En los últimos 20 años, los ingresos per cápita han tendido a divergir entre los estados después de cuatro décadas de aparente convergencia. En 1985, por ejemplo, las bandas de variación de ingresos respecto al promedio nacional iban desde el 7 al -8%, para los estados con el mayor y menor diferencial, excluyendo Campeche y Tabasco. Mientras que en 2001, esta banda se amplía al comprender diferencias entre 9.7 y -8.8%. En 1940, en cambio, estas variaciones fueron de

17.3%, en el estado con mayor diferencial positivo, y de -19.1%, en el estado con mayor diferencial negativo.

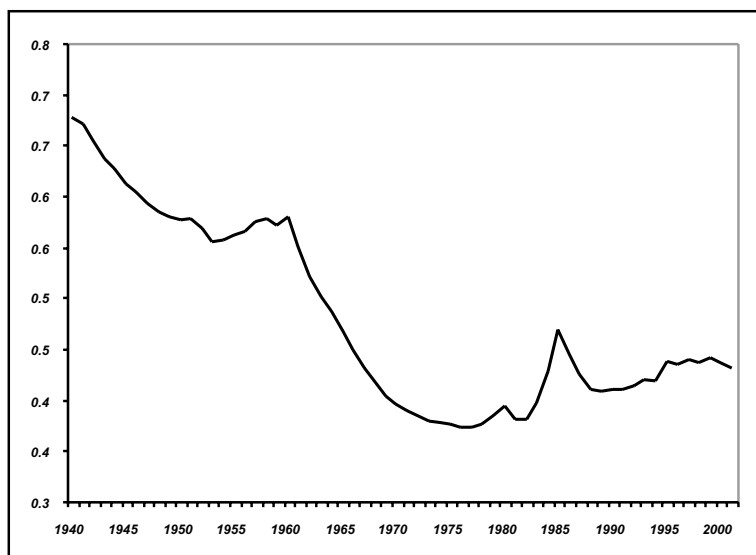
En resumen, la Figura 1 muestra que el proceso de reducción de las disparidades que, relativamente, venían experimentando las economías estatales parece haberse detenido en los años ochenta, el cual parece coincidir con el repentino cambio de modelo de desarrollo de la economía mexicana: la finalización de la etapa sustitutiva de importaciones, una política de economía cerrada al exterior, y el inicio de una etapa de apertura comercial y de

promoción de las exportaciones –véase por ejemplo a Dussel Peters (1997) para una amplia discusión sobre el cambio de modelo que experimentó la economía mexicana en esta etapa.⁴

3. σ Y β CONVERGENCIA

Uno de los conceptos de convergencia más simples y más ampliamente usados es el de la σ -convergencia, introducido por Barro y Sala-i-Martin (1991). Este concepto considera la dispersión de ingresos per cápita entre las diferentes economías bajo análisis. Ocurre σ -con-

Figura 2
Dispersión
del ingreso
per cápita
estatal
1940-2001



⁴ Otros autores también han conducido estudios sobre este tema y han apuntado un agotamiento del modelo de sustitución de importaciones en México y las implicaciones de su inserción en otro, de características muy diferentes, como el modelo exportador, véase por ejemplo a Lustig (1982), Fajnzylber (1983), Valenzuela Feijóo (1986), Peres Núñez (1990), entre otros.

vergencia si la dispersión de ingresos per cápita (generalmente medida por el coeficiente de variación) disminuye en el tiempo. La Figura 2 proporciona evidencia para los estados mexicanos en el periodo de 1940-2001.

La dispersión de ingresos per cápita cayó importantemente entre 1940 y 1970, disminuyendo de 0.68 a cerca de 0.38. A partir de ese año su papel ha sido inestable aunque con una ligera tendencia a la divergencia. Los años ochenta se hallan caracterizados por una repentina subida y caída de las disparidades, reflejando que el impacto producido por la crisis de 1982 fue temporal, además de imprimir un efecto diferenciado entre los estados. Un cambio de nivel producido en la curva a mediados de los años noventa refleja cómo la crisis de 1994-1995 amplió la divergencia entre los estados y cómo ésta se ha mantenido desde entonces.

El patrón declinante mostrado por la Figura 2 parece coincidir con lo que ya habíamos apuntado anteriormente con la Figura 1: una tendencia a la convergencia que se detiene repentinamente en los años ochenta, para luego subrayar un patrón divergente, conducta que también coincide con el periodo de liberalización económica en el país.

El concepto β -convergencia es otro de los enfoques a menudo utilizados en los estudios *cross-section*. Esta definición,

introducida inicialmente por Baumol (1986), ocurre cuando las regiones pobres tienden a crecer más rápido que las regiones ricas, de tal manera que las alcanzan en términos de nivel de ingresos per cápita en el tiempo. Esta técnica supone estimar la siguiente relación:

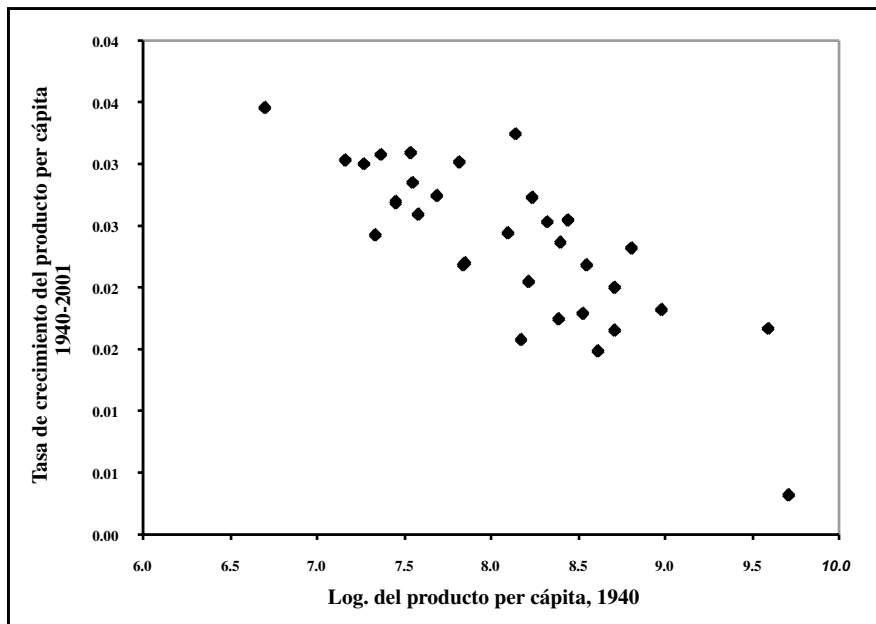
$$y_i = c + \beta \text{pib}_{i,0} + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde y_i es la tasa de crecimiento del PIB per cápita en el estado i , en el periodo considerado; c es la constante; $\text{pib}_{i,0}$ es el PIB per cápita inicial en niveles del estado i .

Para que exista β -convergencia es necesario que $\beta < 0$. La Figura 3 confirma la convergencia absoluta entre los estados en el periodo 1940-2001. Se aprecia que la distribución de las observaciones conforma un patrón más o menos definido, que puede ser ajustado a través de una línea recta, confirmando una relación negativa muy fuerte entre las variables.

Por otro lado, la Tabla 1 muestra los resultados de estimar la ecuación (1) para el caso de los estados de México por medio de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), para varios periodos y dos muestras. En la Parte A de la Tabla 1 se reportan los resultados de regresión considerando los 32 estados, mientras que en la Parte B los correspondientes a sólo 29 estados, esto es, excluyendo los estados petroleros, que como se aprecia en

Figura 3
Convergencia absoluta entre los estados
 1940-2001



la Figura 1, dibujan un comportamiento irregular, particularmente en la década de los años ochenta.

La regresión (1) del panel A muestra los resultados estimados a partir de una regresión para todo el periodo. El valor estimado del parámetro es cercano a -0.0076 y es significativamente distinto de cero. Este valor indica que la brecha del producto entre los estados tiende a cerrarse a una tasa promedio cercana a

0.76% por año.⁵ En comparación con otros resultados encontrados en la bibliografía, esta cantidad parece ser relativamente baja, sin embargo, no está demasiado alejada de la encontrada en un estudio previo para el caso de los estados mexicanos de 1.2% , aunque el periodo de estimación fue de 1940 a 1995 y con datos de cada 10 años —véase Esquivel, 1999—.

El ritmo con el que las diferencias de ingreso per cápita tienden a cerrarse

⁵ Alternativamente, en una regresión con mínimos cuadrados no lineales se mejoró aunque no sustancialmente esta tasa de convergencia, al estimarse en tan sólo 1.02% .

de 0.76% por año, en promedio, implica que para que las diferencias se reduzcan a la mitad se necesitarían cerca de 90 años (69 dividido por la velocidad de convergencia).⁶ Este resultado explica que la velocidad de convergencia entre los estados pobres y ricos de México se realiza a una tasa muy lenta y que las

desigualdades regionales tienden a ser muy persistentes.

Para verificar la información revelada por la Figura 2, en el sentido de que la convergencia entre los estados parece haberse detenido a principios de los años ochenta, estimamos regresiones de convergencia absoluta considerando varios

Tabla 1
Estimaciones de convergencia absoluta para los estados

Regresión	Periodo	$\hat{\beta}$	$ee_{\hat{\beta}}$	R ²	Observaciones
Parte A					
(1)	1940-2001	-0.00756	0.00103	0.64	32
(2)	1940-1970	-0.0167	0.001912	0.72	32
(3)	1970-2001	-0.0018 *	0.003177	0.01	32
(4)	1940-1985	-0.0135	0.002299	0.54	32
(5)	1985-2001	-0.02	0.006888	0.22	32
(6)	1970-1985	-0.0181 *	0.010882	0.08	32
Parte B **					
(1)	1940-2001	-0.00794	0.00095	0.72	29
(2)	1940-1970	-0.016958	0.002051	0.72	29
(3)	1970-2001	-0.002972 *	0.002892	0.038	29
(4)	1940-1985	-0.013345	0.000983	0.87	29
(5)	1985-2001	0.01306	0.005361	0.18	29
(6)	1970-1985	-0.016928	0.003397	0.48	29

Notas: Variable dependiente: tasa de crecimiento promedio anual del ingreso per cápita estatal

* No significativa. ** Se excluyen los estados petroleros: Campeche, Chiapas y Tabasco.

⁶ Véase Lucas (1988) para una explicación más detallada de este cálculo.

subperiodos. Las regresiones (2) y (3) de la Tabla 1 muestran el resultado de estimar la ecuación (1) para los periodos 1940-1970 y 1970-2001. Como era de esperar, los resultados para estos dos intervalos difieren ampliamente. La regresión (2) muestra que la tasa de convergencia entre 1940 y 1970 fue mucho más elevada que la de convergencia para todo el periodo (1.7 contra 0.76%, por año). En contraste, la estimación correspondiente al intervalo 1970-2001 fue de sólo 0.18% por año y estadísticamente no significativa. Más aún, el ajuste de ambas regresiones difiere de manera notoria.

Las regresiones (4) y (5) muestran otra forma de ver el fenómeno, sólo que ahora hemos ampliado el primer subperiodo hasta 1985, al incluirle la fase intermedia de menor dispersión per cápita y formar el intervalo temporal 1940-1985. Se observa que la tasa de convergencia se redujo respecto al periodo 1940-1970 ($1.3 < 1.7$), como resultado de incluir los años en que parece detenerse la convergencia. En el periodo 1985-2001, en cambio, la tasa de convergencia aumenta notablemente a cerca del 2% por año, respecto al de 1970-2001, como resultado de excluir los años sin convergencia aparente. Sin embargo, es probable que la conducta atípica de los estados petroleros esté influyendo notablemente en los resultados obtenidos de esta última regresión,



ya que a partir de los hallazgos gráficos esperaríamos una tasa de convergencia menor para este periodo.

En cambio, la regresión número (6) de la Parte A de la Tabla 1 trata de estimar la tasa de convergencia en el periodo de menor dispersión relativa, el de 1970-1985. Se muestra una velocidad de convergencia de alrededor de 1.8% por año, aunque la estimación es no significativa y el ajuste es demasiado bajo (0.08%) como para inferir conclusiones estadísticamente válidas. De nuevo, se sugiere que los estados petroleros pudieran estar influyendo en los resultados alcanzados de esta manera. Este es el objetivo deseado al correr las regresiones correspondientes a la Parte B de la Tabla 1. Al excluir los estados petroleros se desprenden algunas conclusiones diferentes. Los resultados de las regresiones (1), (2), (3) y (4) no variaron sustancialmente, indicando que para los periodos comprendidos no hubo

influencia significativa de los estados petroleros.⁷ Destaca, sin embargo, el dato reportado por la regresión (3), ya que en ambas muestras fue no significativa y con el menor ajuste de todas las regresiones.

No obstante, los aspectos de mayor interés se hallan en las regresiones (5) y (6). La primera de estas regresiones arroja un coeficiente estimado positivo, indicando que en el periodo 1985-2001 la divergencia fue la regla, no la convergencia. Un acontecimiento que ya veníamos anticipando. Muestra, además, que las diferencias estatales se ensancharon en el periodo a una velocidad de 1.3% por año. Este resultado indica que la presencia de los estados petroleros sí es importante en sesgar los resultados hacia un proceso de convergencia que en realidad no existió. Una situación semejante es reflejada en las conclusiones derivadas a partir de la regresión (6). Con la inclusión de los estados petroleros el coeficiente estimado fue no significativo y además el ajuste resultó demasiado pequeño. Al excluirlos

de la muestra parece que aportan estadísticas más reales. El coeficiente estimado, además de ser significativo, indica una velocidad de convergencia de alrededor del 1.7% (cifra muy similar a la obtenida con la regresión (2) para ambas muestras) y con un ajuste mucho mayor, cercano al 48%. En general, los resultados de la Tabla 1 tienden a confirmar nuestra hipótesis basada en el análisis σ -convergencia: el proceso de convergencia económica entre los estados se concentró en el periodo de 1940-1970, a partir de entonces se puede advertir que ocurrió a tasas inferiores, con cierto sesgo hacia la divergencia en los últimos años.⁸

4. PRUEBAS DE CONVERGENCIA ESTOCÁSTICA

El ejercicio empírico anterior mediante el enfoque convencional ha sido útil para tener una aproximación del fenómeno de la convergencia. Sin embargo, los resultados obtenidos mediante este enfoque pueden ser enriquecidos si profundizamos el análisis a un estadio superior más allá

⁷ También se puede interpretar que, debido a que el cambio en la contabilidad del petróleo pudo ser a partir de los años ochenta aproximadamente, entonces para periodos anteriores este factor no ejerce tal sesgo.

⁸ Otros resultados congruentes con lo hallado en esta sección son los de Juan-Ramón y Rivera-Bátiz (1996) y Esquivel (1999). En el primero se documentan pruebas de convergencia para el periodo 1970-1985, mientras que para el periodo de 1985-1993 sus resultados son congruentes con la divergencia y la mayor dispersión del ingreso. En el segundo, se afirma que en 1940-1960 el crecimiento fue consistente con un proceso de convergencia relativamente rápido, mientras que en el periodo 1960-1995 este proceso se detuvo, incluso mostrando cierta tendencia a revertirse.

de la información reportada por una tasa global de convergencia. En este sentido, algunos investigadores han insistido en que las dinámicas de transición en el corto plazo y las conductas de estado estacionario de las economías se hallan mezcladas en las regresiones *cross-section* — véanse Evans y Karras (1996), Evans (1997) y Nahar e Inder (2002), entre otros —. Por tanto, la metodología de convergencia que es explorada en este trabajo es la desarrollada en Carlino y Mills (1993), Bernard y Durlauf (1995) y Evans y Karras (1996), es decir, la noción de convergencia estocástica. En general, N economías se dice que convergen si, y sólo si, existe una tendencia común a_t (tecnología) y parámetros finitos $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N$ tal que

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (y_{i,t} - a_t) = \mu_i, \quad (2)$$

para $i = 1, \dots, N$. Con el fin de contabilizar tendencias comunes no observables, definimos el promedio de las N economías, por lo que

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (\bar{y}_{i,t} - a_t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mu_i \quad (3)$$

donde $\bar{y}_{i,t} = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{i,t}$ denota el PIB per cápita promedio. Si definimos el nivel de tendencia común como el

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (\bar{y}_{i,t} - a_t) = 0$$

y restamos (3) de (2), existe convergencia estocástica si, y sólo si,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (y_{i,t} - \bar{y}_{i,t}) = \mu_i. \quad (4)$$

En vez de usar el PIB per cápita promedio, en este trabajo usamos el PIB per cápita nacional como numerario, al igual que en Carlino y Mills (1993). Además, se dice que la convergencia es absoluta si, y sólo si, la media incondicional $\mu_i = 0$ en (4). Como se puede ver, (4) establece que el producto regional ($y_{i,t}$) que converge al producto nacional ($\bar{y}_{i,t}$) requiere que $y_{i,t}$ e $\bar{y}_{i,t}$ sean cointegrados con vector de cointegración $(1, -1)'$. Por tanto, valorar la presencia de convergencia estocástica es equivalente a probar cointegración con un vector de cointegración conocido, es decir, analizando las propiedades estocásticas de $(y_{i,t} - \bar{y}_{i,t})$ a través de la aplicación de pruebas de raíz unitaria. En este trabajo aplicamos los estadísticos de prueba de raíz unitaria desarrollados en Ng y Perron (2001) para valorar las propiedades estocásticas del ingreso per cápita relativo debido a que esos estadísticos son los que presentan mejores propiedades en muestras finitas.

La falta de convergencia condicional $-\mu_i \neq 0$ en (4)— o absoluta $-\mu_i = 0$ en (4)— no significa que tanto producto regional como nacional no estén relacionados. Esto es, es posible que esas series temporales sigan tendencias comunes en

el largo plazo, lo que implica examinar tendencias comunes en producto. Esto supone conducir un análisis de cointegración entre y_{it} e y_{it} estimando el vector de cointegración que relaciona ambas variables. En este caso, analizaremos la presencia de cointegración entre y_{it} e usando Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (en inglés, DOLS) propuesto en Stock y Watson (1993).

4.1. La hipótesis de la raíz unitaria: un análisis de integración

Examinamos la hipótesis de raíz unitaria mediante cuatro estadísticos de prueba con buenas propiedades en muestras finitas. La distribución límite de estos estadísticos no es estándar (ya que están en función de movimientos brownianos) y depende de los parámetros ‘molestos’ que intervienen en la componente determinista del modelo. Con el fin de eliminar la dependencia que muestran las distribuciones asintóticas respecto a esos parámetros ‘molestos’, σ_ε^2 y σ^2 , Phillips y Perron (1988) proponen para el modelo que no incluye elementos deterministas la corrección siguiente:

$$Z_\alpha = T\hat{\alpha} - \frac{1}{2T^{-2}} \frac{(s^2 - s_u^2)}{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2} \quad (5)$$

donde s_u^2 y s^2 son estimaciones de la varianza y de la varianza de largo plazo.

Asimismo, las transformaciones que se aplican a las especificaciones que incluyen una constante y una tendencia determinista son similares y pueden ser consultadas en Phillips y Perron (1988). La varianza de corto plazo se puede estimar de la manera usual:

$$s_u^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2,$$

siendo $\Delta x_t = f(t) + \alpha x_{t-1} + u_t$,

la estimación MCO de la perturbación del modelo: $\{\hat{u}_t\}$, donde $f(t)$ es la parte determinista, es decir, la que incluye los términos constante y variables en niveles. Para la estimación de la varianza de largo plazo se acude a los estimadores no paramétricos basados en ventanas espectrales. La ventana espectral que se utiliza es la de Bartlett, a partir de la cual:

$$s^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{j=1}^{m_T} \left(1 - \frac{j}{m_T + 1}\right) \sum_{t=j+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-j} \quad (6)$$

donde m_T denota la amplitud de la ventana espectral, de forma que cuando

$$T \rightarrow \infty, \quad m_T \rightarrow \infty \quad \text{y} \quad \frac{m_T}{T} \rightarrow 0.$$

Los valores críticos necesarios para llevar a cabo estos contrastes se encuentran tabulados en el trabajo de Phillips y Perron (1988).

Por otro lado, Ng y Perron (2001) proponen una serie de modificaciones, donde el contraste de la hipótesis nula de $\alpha = 0$ se realiza con el estadístico siguiente:

$$MZ_{\alpha} = \left(T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s_{AR}^2 \right) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (7)$$

La varianza de largo plazo la estiman de manera paramétrica, de la forma:

$$s_{AR}^2 = \hat{\sigma}_k^2 \left(1 - \hat{\beta}(1) \right)^{-2}, \quad \text{donde}$$

$$\hat{\sigma}_k^2 = (T-k)^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{e}_t^2 \quad \text{y} \quad \hat{\beta}(1) = \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j$$

de la regresión:

$$\Delta y_t = f(t) + \beta_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (8)$$

En Ng y Perron (2001) se propone modificar las penalizaciones que se utilizan en los criterios de información para tener en cuenta la naturaleza no estacionaria de las variables bajo la hipótesis nula. Así, los criterios de información vienen dados por:

$$IC = \ln(\hat{\sigma}_k^2) + \frac{C_T(\tau_T(k) + k)}{T - k_{\max}} \quad (9)$$

con $\tau_T(k) = (\hat{\sigma}_k^2)^{-1} \hat{\beta}_0^2 \sum_{t=k_{\max}+1}^T \tilde{y}_{t-1}^2$. Según sea el valor de C_T se tendrá el criterio de información modificado de Akaike (MAIC) o el criterio de información modificado de Schwartz (MSC). La distribución límite no es estándar y

los valores críticos para llevar a cabo las inferencias fueron obtenidos por simulaciones numéricas que aproximan un proceso de Weiner, $W(r)$, mediante sumas parciales de variables aleatorias $N(0, 1)$.

Por su parte, el contraste Dickey-Fuller (*D-F*) propuesto en los trabajos de Dickey y Fuller (1979 y 1981), parte del supuesto de que la serie temporal que se analiza se puede representar como un proceso autorregresivo de primer orden. Este estadístico prueba la hipótesis nula de raíz unitaria estimando la autorregresión de ρ sobre su propio rezago y usando MCO:

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (10)$$

Esta ecuación es conocida como regresión Dickey-Fuller Ampliada (*ADF*).

Kwiatkowski *et al.* (1992) proponen cambiar las hipótesis nula y alternativa de los contrastes de raíces unitarias para determinar, en forma complementaria, el orden de integración de las series temporales. El contraste KPSS es un multiplicador de Lagrange que se formula como sigue:

$$KPSS = \frac{T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2}{s^2} \quad (11)$$

donde $S_t = \sum_{i=1}^t \hat{e}_i$, es el sumatorio de los residuos de

MCO de la regresión de series temporales y s^2 es el estimador no paramétrico de la varianza de largo plazo, como se definió en el *test* Phillips-Perron. La distribución límite de este contraste tampoco es estándar, y en su definición se usaron 3

rezagos, dado que para este estadístico la selección del orden autorregresivo no es automática. Los valores estimados de los contrastes de integración son reportados en la Tabla 2.

Tabla 2
Pruebas de raíces unitarias

Entidad	k	$Z\alpha$	$MZ\alpha$	ADF	KPSS
Aguascalientes	1	-3.07	-2.34	-0.65	31.97
Baja California	1	-3.87	-1.43	-1.51	89.76
Baja California Sur	0	-6.77	-5.41	-2.04	15.09
Campeche	1	-8.51	-8.27	-2.05	10.55
Coahuila	0	-6.08	-3.81	-2.2	18.74
Colima	1	-7.16	-4.03	-1.6	13.34
Chiapas	1	-6.82	-6.43	-2.26	11.78
Chihuahua	2	-4.47	-4.47	-1.54	10.42
Distrito Federal	1	-6.1	-3.15	-2.19	31.11
Durango	1	-8.69	-3.19	-2.79	10.69
Guanajuato	1	-2.6	-1.82	-1.39	73.28
Guerrero	4	-4.35	-1.81	-1.34	87.84
Hidalgo	0	-1.5	-1.46	-0.81	95
Jalisco	2	-3.75	-2.59	-1.73	55.8
México	2	-4.2	-2.71	-2.03	46.28
Michoacán	3	-5.7	-4.9	-1.59	28.4
Morelos	1	-6.05	-5.88	-1.7	13.9
Nayarit	1	-7.27	-7.05	-2.21	2.69
Nuevo León	1	-10.82	-10.8	-2.53	2.45
Oaxaca	1	-6.46	-3.55	-2.05	39.85
Puebla	1	-4.13	-1.86	-1.1	63.99
Querétaro	1	-6.28	-5.68	-1.58	19.23
Quintana Roo	1	-6.9	-5.59	-1.68	4.96
San Luis Potosí	1	-5.09	-4.85	-1.68	16.33
Sinaloa	1	-2.71	-2.57	-1.07	46.15
Sonora	1	-1.92	-1.91	-1.17	75.44

Continúa...

Entidad	k	$Z\alpha$	$MZ\alpha$	ADF	KPSS
Tabasco	1	-11.17	-10.96	-2.51	5.33
Tamaulipas	3	-6.78	-3.16	-2.55	32.38
Tlaxcala	1	-1.99	-1.96	-1.16	61.59
Veracruz	4	-3.06	-3.02	-1.24	42.39
Yucatán	1	-6.98	-2.58	-2.52	46.91
Zacatecas	4	-11.45	-10.72	-1.96	7.51

Notas: Contrastes de integración de la variable (pibpc estatal – pibpc nacional), basados en MCO sin incluir tendencia. El número de rezagos para los tests $Z\alpha$, $MZ\alpha$ y ADF es seleccionado óptimamente usando el criterio de información de Akaike modificado (MAIC), con un $k_{max} = 5$, donde k = rezagos incluidos.

El número de rezagos usado en el contraste KPSS fue de $k = 3$.

Valores críticos:

$Z\alpha$ (Test de Phillips-Perron)	-14.10
$MZ\alpha$ (Test Modificado de Phillips-Perron)	-14.10
ADF (Ampliado de Dickey-Fuller)	-2.86
KPSS (Test Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin)	0.46

La evidencia presentada por la Tabla 2 sugiere que las series temporales bajo investigación son no estacionarias en varianza dado que no es posible rechazar la presencia de una raíz unitaria sobre las diferencias del PIB per cápita estatal respecto al promedio nacional en ninguno de los contrastes. Debido a que los cuatro contrastes fallan en rechazar la hipótesis nula, es seguro concluir que las series contienen raíces unitarias. Esto significa ausencia de convergencia en las series de PIB per cápita, es decir, las diferencias en los pronósticos de producto no tienden a cero en el largo plazo. Sin embargo, es posible que estas series puedan todavía

responder a las mismas fuerzas de largo plazo si enfrentan las mismas perturbaciones permanentes pero con diferentes intensidades. Esto nos lleva a analizar si las diferencias en producto per cápita son proporcionales entre sí en el largo plazo. De aquí que el proceso convergente tendrá lugar si las series se hallan cointegradas, como señala el enfoque de series temporales.

4.2. Tendencias comunes: un análisis de cointegración

Debido a las fuertes propiedades restrictivas que caracterizan a la definición de convergencia mediante pruebas de raíces

unitarias, es muy probable que rechacen la convergencia en muchos casos donde ésta claramente existe (Nahar e Inder, 2002). En este caso probaremos si el fenómeno de convergencia puede ser mejor capturado examinando si las series responden a tendencias comunes. Utilizamos el procedimiento uniecuacional de DOLS propuesto por Stock y Watson (1993), basado en la estimación de la ecuación de la forma siguiente:

$$y_t = \mu + x_t \beta + \sum_{j=-k_1}^{k_2} \Delta x_{t-j} b_j + u_t \quad (12)$$

En la estimación de la ecuación (12) se incluyen adelantos y retardos de la primera diferencia de los regresores, de manera que se tiene en cuenta el dinamismo a la hora de estimar el vector de cointegración y se corrige la posible existencia de endogeneidad entre las variables del modelo.

La metodología basada en la ecuación (12) se puede explicar de la forma siguiente. Consideremos que y_t es una serie temporal de n dimensiones, cuyos elementos son individualmente $I(1)$, como es el caso de las series de PIB per cápita estatales. Suponemos que $E(\Delta y_t) = 0$ y que la matriz de los r vectores de cointegración de dimensión $n \times r$ es $\alpha = (-\beta, I_r)'$, donde β es la submatriz de dimensión $r \times (n-r)$ de parámetros

desconocidos a ser estimados e I_r es la matriz identidad de dimensión $r \times r$. Asumimos que no hay restricciones adicionales sobre β . La serie y_t es particionada como (y_t^1, y_t^2) , de tal manera que:

$$\Delta y_t^1 = u_t^1, \quad (13)$$

$$y_t^2 = \mu + \beta y_t^1 + u_t^2 \quad (14)$$

donde y_t^1 es $(n-r) \times 1$ y y_t^2 es $r \times 1$, y donde $u_t = (u_t^1, u_t^2)'$ es un proceso estocástico estacionario, con matriz de rango pleno. Se asume que u_t es gaussiana, estacionaria y lineal de la siguiente forma

$$E \left[u_t^2 \mid \{ \Delta y_t^1 \} \right] = E \left[u_t^2 \mid \{ u_t^1 \} \right] = d(L) \Delta y_t^1.$$

Así, (14) puede ser escrita como:

$$y_t^2 = \mu + \beta y_t^1 + d(L) \Delta y_t^1 + v_t^2 \quad (15)$$

donde $v_t^2 = u_t^2 - E \left[u_t^2 \mid \{ u_t^1 \} \right]$. Debido a que el regresor y_t^1 es $I(1)$ puede obtenerse un estimador de β en (11) por medio de DOLS. En este trabajo el regresor es x_t en la ecuación (12) y representa el PIB per cápita nacional en niveles, adelantos y rezagos de su primera diferencia, como se indica. La estimación del vector de cointegración es eficiente y los estadísticos t asociados a los parámetros se distribuyen asintóticamente como una normal estándar. Esto significa que se pueden hacer inferencias sobre las

estimaciones. El procedimiento DOLS y los diferentes contrastes (*Wald*, *D-F*, así como el criterio de información de *Schwartz*) fueron programados en código *Gauss* para ejecutar los vectores de cointegración en una sola estimación para los 32 estados.

Debido a que el término v_t^2 no está correlacionado con los regresores en todos sus adelantos y rezagos, el estimador tiene una distribución normal y se le pueden aplicar pruebas de hipótesis imponiendo restricciones a los parámetros. En especial probaremos la hipótesis nula $H_0 : \hat{\beta} = 1$, si la restricción es válida entonces al menos $\hat{\beta} = 1$ debería satisfacerla. Si la hipótesis es errónea, $\beta - 1$ debería tomar un valor suficientemente lejano de cero, y mayor del que cabría asignar a la variabilidad estrictamente muestral. El instrumento que utilizaremos para formalizar esta intuición es el contraste de *Wald*:

$$W = (\hat{\beta} - \beta)' V(\hat{\beta})^{-1} (\hat{\beta} - \beta) \quad (16)$$

Bajo H_0 , en muestras grandes, W sigue una distribución chi-cuadrado con número de grados de libertad igual al número de restricciones. Un valor alto del estadístico *Wald* nos lleva a rechazar la hipótesis nula. Por otro lado, en la selección de k , número de adelantos y retardos incluidos

en la ecuación de regresión, se consideró el criterio de información de Schwartz (*BIC*). Este criterio comprueba que el modelo de series temporales, ajustado con términos autorregresivos, realmente observe una descripción adecuada de los datos y se basa en la siguiente formulación:⁹

$$BIC(p) = n \log \hat{\sigma}^2 + p \log n \quad (17)$$

donde $BIC(p)$ es el criterio de información bayesiano de Schwartz, n es el tamaño de muestra, p representa el número de parámetros incluidos en la ecuación y $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{e}_t^2}{n-p}$, es decir, la suma de residuos al cuadrado ajustada por los grados de libertad.

El modelo (12) fue estimado para diversos valores de k y se eligió aquel valor de k que minimiza el valor del coeficiente de la ecuación (17). Los resultados se muestran en la Tabla 3. La prueba *Dickey-Fuller* de los residuos de cointegración de DOLS permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración en 27 de los 32 estados, proporcionando evidencia de que los ingresos per cápita estatales están cointegrados con el promedio nacional para 27 de las 32 series en el periodo 1940-2001. Esto podría estar explicando que haya habido cointegración (convergencia) pero con diferentes intensidades.

⁹ Véase Maddala y Kim (1998), pp. 19.

Tabla 3
Pruebas de cointegración
1940-2001

Entidad	k	Test D-F	Wald	$\hat{\beta}$	$S.e. \hat{\beta}$	R ²
Aguascalientes	1	-5.58 a	7.14	1.48	0.0781	0.9
Baja California	1	-2.73 d	53.42	0.9	0.041	0.26
Baja California Sur	1	-12.6 a	11.13	1.28	0.0381	0.96
Campeche	1	-6.88 a	5.97	1.47	0.1673	0.74
Coahuila	1	-8.93 a	7.28	0.86	0.0286	0.95
Colima	1	-6.29 a	6.55	1.12	0.0524	0.93
Chiapas	1	-1.38	11.08	1.32	0.064	0.92
Chihuahua	1	1.48	3.62	0.82	0.0439	0.9
Distrito Federal	1	0.58	10.6	0.64	0.0458	0.85
Durango	1	-6.30 a	5.05	0.86	0.0627	0.85
Guanajuato	1	-3.43 a	64.84	1.39	0.023	0.98
Guerrero	1	-5.46 a	192.92	1.38	0.0142	0.99
Hidalgo	1	-7.88 a	40.4	1.42	0.0341	0.97
Jalisco	1	-1.7	46.24	1.46	0.0288	0.98
México	3	-5.02 a	22.48	1.75	0.0587	0.97
Michoacán	1	-2.50 d	27.19	1.4	0.0391	0.97
Morelos	1	-5.72 a	22.72	1.1	0.0235	0.98
Nayarit	1	-2.75 d	8.5	1.01	0.035	0.95
Nuevo León	1	-3.09 b	3.77	0.98	0.0271	0.97
Oaxaca	1	-6.11 a	32.47	1.42	0.0422	0.96
Puebla	1	-2.71 d	29.02	1.31	0.0325	0.97
Querétaro	1	-6.51 a	6.67	1.61	0.1024	0.87
Quintana Roo	1	-4.09 a	1.27	0.98	0.1309	0.63
San Luis Potosí	1	-2.87 c	9.01	1.13	0.0485	0.93
Sinaloa	1	-4.49 a	4.44	0.84	0.0246	0.96
Sonora	1	-13.18 a	14.97	0.78	0.0166	0.98
Tabasco	1	-1.47	5.19	1.49	0.1246	0.81
Tamaulipas	1	-2.88 c	11.75	0.76	0.0318	0.94
Tlaxcala	1	-5.20 a	19.35	1.45	0.0545	0.95
Veracruz	1	-6.72 a	15.23	0.48	0.0369	0.81

Continúa...

Entidad	k	Test D-F	Wald	$\hat{\beta}$	S.e. _{$\hat{\beta}$}	R ²
Yucatán	1	-5.73 a	12.6	0.78	0.0241	0.96
Zacatecas	1	-4.18 a	10.76	1.13	0.0415	0.95

Notas: k=número de rezagos y adelantos. Valores críticos -3.39 (1%), -3.05 (2.5%), -2.76 (5%) y -2.45 (10%).

Ver Tabla B.9 De Hamilton, 1994, Time Series Análisis, pp. 766. Los valores críticos para contrastar el test de Wald

vienen de la chi-cuadrado con 1 g. de l. y son 3.84 (5%) y 2.70 (10%). La ecuación estimada por DOLS es:

$$y_t = \mu + x_t \beta + \sum_{j=-k_1}^{k_2} \Delta x_{t-j} b_j + u_t$$

donde y_t es el producto per cápita estatal y x_t es el producto nacional.

a Significación al 1%.

b Significación al 2.5%

c Significación al 5%

d Significación al 10%

Los resultados proporcionan evidencia empírica fuerte de que entre las economías estatales existen tendencias comunes en el periodo considerado, en el marco de series temporales. Las series que no resultan cointegradas son las correspondientes a los estados de Chiapas, Chihuahua, Distrito Federal, Jalisco y Tabasco.

Mientras que los coeficientes estimados de las regresiones dinámicas mostradas en la Tabla 3 son significativos y las variables regresadas presentan un ajuste elevado, es posible que haya

elementos no recogidos en las pruebas de cointegración que estén desviando los resultados de convergencia, como lo pueden ser series de producto atípicas, alteraciones cíclicas, entre otros. Ejemplificamos esta hipótesis en el ejercicio empírico reportado en las tablas 4 y 5 variando el periodo de estimación.

La Tabla 4 comprende el periodo de 1940 a 1970. Esta etapa se halla caracterizada porque las diferencias en producto regional respecto al nacional tienden a disiparse a mayor velocidad. Sin embargo, es posible ver igual cantidad

Tabla 4
Pruebas de cointegración
1940-1970

Entidad	k	Test D-F	Wald	$\hat{\beta}$	$s.e._{\hat{\beta}}$	R ²
Aguascalientes	1	-3.88 a	0.11	0.84	0.2068	0.52
Baja California	1	-3.31 b	144.01	-0.36	0.0461	0.8
Baja California Sur	1	-4.93 a	4.18	1.37	0.1113	0.9
Campeche	1	-6.77 a	5.28	0.71	0.0702	0.86
Coahuila	1	-6.51 a	11.22	0.64	0.0504	0.9
Colima	1	-2.45 d	0.94	0.56	0.1258	0.59
Chiapas	1	-1.96	19.5	1.21	0.041	0.98
Chihuahua	1	-4.13 a	7.82	0.75	0.0502	0.92
Distrito Federal	1	-3.61 a	23.44	0.46	0.0505	0.82
Durango	1	-3.53 a	4.33	0.19	0.1323	0.2
Guanajuato	1	-2.66 d	18.79	1.38	0.0547	0.97
Guerrero	1	-3.18 b	107.59	1.41	0.0254	0.99
Hidalgo	1	-2.51 d	5.33	1.14	0.067	0.95
Jalisco	1	-1.24	8.86	1.35	0.0694	0.96
México	1	-4.02 a	109.26	1.94	0.0426	0.99
Michoacán	3	-7.32 a	0.73	0.68	0.1331	0.88
Morelos	1	-2.26	2.31	0.97	0.0491	0.95
Nayarit	1	-2.47 d	0.98	0.97	0.0787	0.89
Nuevo León	3	-8.69 a	13.59	1.49	0.0772	0.98
Oaxaca	1	-3.65 a	2.03	1.14	0.125	0.83
Puebla	3	-9.64 a	0.87	0.71	0.1019	0.92
Querétaro	1	-3.76 a	0.27	0.6	0.2605	0.3
Quintana Roo	1	-2.72 d	3.05	-0.35	0.3051	0.15
San Luis Potosí	1	-2.65 d	0.55	0.71	0.1032	0.74
Sinaloa	3	-6.48 a	49.08	1.17	0.024	0.99
Sonora	1	-4.16 a	9.96	0.9	0.0332	0.97
Tabasco	1	-3.63 a	29.53	1.37	0.0414	0.98
Tamaulipas	3	-4.77 a	7.97	0.22	0.0814	0.76
Tlaxcala	1	-2.11	0.65	0.96	0.117	0.81

Continúa...

Entidad	k	Test D-F	Wald	$\hat{\beta}$	$S.e. \hat{\beta}$	R ²
Veracruz	1	-4.21 a	2.27	0.79	0.0965	0.79
Yucatán	1	-4.05 a	17.67	0.57	0.0339	0.94
Zacatecas	1	-2.12	0.36	0.82	0.0952	0.81

Notas: k=número de rezagos y adelantos. Valores críticos -3.39 (1%), -3.05 (2.5%), -2.76 (5%) y -2.45 (10%).

Ver Tabla B.9 De Hamilton, 1994, Time Series Análisis, pp. 766. Los valores críticos para contrastar el test de Wald vienen de la chi-cuadrado con 1 g. de l. y son 3.84 (5%) y 2.70 (10%). La ecuación estimada por DOLS es:

$$y_t = \mu + x_t \beta + \sum_{j=-k1}^{k2} \Delta x_{t-j} b_j + u_t$$

donde y_t es el producto per cápita estatal y x_t es el producto nacional.

- a Significación al 1%.
- b Significación al 2.5%
- c Significación al 5%
- d Significación al 10%

de relaciones de cointegración que en la Tabla 3, un total de 27 de 32 posibles. En un estudio posterior Bernard y Durlauf (1996) demostraron que las pruebas de series temporales son más efectivas cuando las series investigadas están más cerca de su estado estacionario, en el sentido de que es posible encontrar mayor evidencia de convergencia si las series en un principio están más cercanas a su estado estacionario. Los resultados presentados en las Tablas 3 y 4 son generados por series que empiezan en el mismo año, esto podría llevar a identificar una cantidad similar de tendencias.

Cabe hacer mención que en la Tabla 4 también se observa una mayor cantidad de series de producto que no rechazan el contraste de *Wald* (12 en total) y que en general el ajuste de las variables es comparativamente menor al del periodo entero. Esta situación se desprende del hecho de que las series bajo investigación son ahora más cortas y, por tanto, tienen menos información derivando en menor consistencia para rechazar la nula de que el coeficiente estimado sea igual a 1.

Por otro lado, al considerar la etapa de 1970 a 2001, que se puede calificar como de menor dispersión de ingresos per

cápita y donde las economías regionales experimentaron los mayores cambios, parece reportar resultados más consistentes al tamaño de muestra utilizado. Estos resultados se ofrecen en la Tabla 5. En este caso sólo la serie de producto del estado de Campeche aparece no cointegrada de acuerdo al contraste *D-F* de los residuos de cointegración. Al parecer las imprecisiones mencionadas sobre la contabilidad del petróleo son tan importantes como para influir en

los resultados de cointegración de este estado. Mientras que la significación de los coeficientes estimados es robusta, ya que a excepción de la serie de Veracruz en el resto de estados las elasticidades son significativas. Examinando el contraste de *Wald* hay 3 series más que no rechazan la hipótesis nula y cuatro casos donde los valores negativos del coeficiente indican la presencia de problemas de precisión en la estimación, debido principalmente a problemas de tamaño de muestra.

Tabla 5
Pruebas de cointegración
1970-2001

Entidad	Test D-F	Wald	$\hat{\beta}$	<i>s.e.</i> _{$\hat{\beta}$}	R ²
Aguascalientes	-5.61 a	1.03	0.86	0.0626	0.91
Baja California	-9.11 a	45.22	0.3	0.0424	0.72
Baja California Sur	-7.20 a	26.61	0.25	0.0587	0.5
Campeche	-1.59	0.28	1.7	0.5064	0.38
Coahuila	-9.26 a	33.26	0.48	0.0395	0.88
Colima	-14.58 a	16.32	0.43	0.057	0.75
Chiapas	-3.94 a	4.21	-0.2	0.2096	0.05
Chihuahua	-5.33 a	3.25	0.79	0.0574	0.91
Distrito Federal	-6.39 a	4.01	0.74	0.0669	0.87
Durango	-9.66 a	8.32	0.57	0.0518	0.87
Guanajuato	-17.85 a	59.74	0.28	0.0339	0.78
Guerrero	-10.73 a	15.43	0.38	0.0588	0.68
Hidalgo	-5.82 a	4.2	0.44	0.1074	0.48
Jalisco	-14.18 a	38.1	0.24	0.048	0.58
México	-15.27 a	83.86	-0.11	0.0473	0.28

Continúa...

Entidad	Test D-F	Wald	$\hat{\beta}$	$S.e.\hat{\beta}$	R ²
Michoacán	-13.88 a	23.44	0.36	0.0506	0.72
Morelos	-9.41 a	10.91	0.46	0.0614	0.75
Nayarit	-9.28 a	22.57	0.02	0.0756	0.01
Nuevo León	-13.39 a	42.7	0.41	0.0386	0.86
Oaxaca	-6.19 a	3.27	0.58	0.0802	0.74
Puebla	-8.24 a	11.3	0.41	0.0612	0.72
Querétaro	-17.26 a	8.18	0.8	0.0392	0.95
Quintana Roo	-6.63 a	1.51	0.77	0.1122	0.72
San Luis Potosí	-7.00 a	5.39	0.74	0.0521	0.91
Sinaloa	-12.34 a	48.89	0.15	0.0455	0.37
Sonora	-14.92 a	124.39	0.31	0.0252	0.88
Tabasco	-3.84 a	3.09	-0.71	0.3806	0.16
Tamaulipas	-8.82 a	28.05	0.34	0.0481	0.74
Tlaxcala	-6.00 a	5.03	0.32	0.1133	0.32
Veracruz	-8.81 a	71.01	-0.0039 *	0.0448	0.04
Yucatán	-10.68 a	17.51	0.26	0.0671	0.46
Zacatecas	-4.32 a	6.72	0.61	0.0637	0.83

Notas: k=número de rezagos y adelantos. Valores críticos -3.39 (1%), -3.05 (2.5%), -2.76 (5%) y -2.45 (10%).

Ver Tabla B.9 De Hamilton, 1994, Time Series Análisis, pp. 766. Los valores críticos para contrastar el test de Wald vienen de la chi-cuadrado con 1 g. de l. y son 3.84 (5%) y 2.70 (10%). La ecuación estimada por DOLS es:

$$y_t = \mu + x_t \beta + \sum_{j=-k_1}^{k_2} \Delta x_{t-j} b_j + u_t$$

donde y_t es el producto per cápita estatal y x_t es el producto nacional.

a Significación al 1%.

b Significación al 2.5%

c Significación al 5%

d Significación al 10%

Sin embargo, también podría ser el caso de que se esté fraguando un proceso de convergencia (dado que hay evidencia

de cointegración) entre las economías regionales, pero con diferentes intensidades, ya que las pruebas reportan evidencia

importante de que los vectores de cointegración son diferentes de $[I, -I]'$, pero que posiblemente respondan a tendencias comunes con un vector de cointegración proporcional $[I, -a]'$, donde los cambios estructurales pueden ser factores importantes a tomar en cuenta si realmente ha habido un proceso de convergencia.

5. CONCLUSIONES

Pruebas de convergencia regional mediante los enfoques *cross-section* y de series temporales permiten concluir que la velocidad de convergencia entre los estados pobres y ricos de México se realiza a una tasa muy lenta, indicando que las desigualdades regionales en el país tiendan a ser no sólo grandes sino también muy persistentes. La convergencia se concentró entre 1940 y 1970, y a partir de entonces ocurrió a tasas menores, con alguna tendencia a divergir en años recientes. Este proceso se llevó a cabo en tres fases: un primer periodo caracterizado por la mayor velocidad de convergencia, comprendido entre 1940 y 1970; una segunda fase donde la convergencia ocurrió a tasas muy pequeñas, entre los años 1970 y 1980;

y una tercera fase caracterizada por un retroceso en el proceso convergente desde 1980 a 2001.

Una hipótesis surgida relaciona el fenómeno descrito al proceso de apertura comercial emprendido a mediados de los años ochenta y a los años de liberalización económica seguidos desde entonces. Las economías estatales, al parecer, no terminan de ajustarse al nuevo modelo de crecimiento, resintiendo el mayor rezago las economías de menor grado de industrialización. Esta conjetura merece ser investigada a mayor profundidad.

Es necesaria, también, investigación adicional que explique qué factores están influyendo en la escasa evidencia hallada sobre convergencia estocástica. Un factor decisivo, que no fue tratado aquí, es el de la posible existencia de cambios estructurales en las series de producto, ya que la economía mexicana ha experimentado cambios importantes que hacen suponer tal situación. Esta línea está siendo trabajada actualmente, apoyados en las metodologías sugeridas en los trabajos de Perron y Vogelsang (1992), Lumnsdaine y Papell (1997) y Gregory y Hansen (1996).

Bibliografía

- Azzoni, Carlos R. "Economic Growth and Regional Income Inequality in Brazil", *The Annals of Regional Science*, num. 1 vol. 35, February 2001. Pp. 133-152.
- Barro, R. "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, num. 2 vol. 151, May 1991. Pp. 407-443.
- Barro, R.; Xavier Sala-i-Martin. "Convergence Across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, num. 1, January-June 1991. Pp. 107-158.
- Baumol, W. "Productivity Growth, Convergence and Welfare", *American Economic Review*, vol. 76, December 1986. Pp. 1072-1085.
- Bernard, Andrew B.; Steven N. Durlauf. "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, April-June 1995. Pp. 97-108.
- . "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Journal of Econometrics*, vol. 71, March 1996. Pp. 161-173.
- Cárdenas, Mauricio and Adriana Pontón. "Growth and Convergence in Colombia: 1950-1990", *Journal of Development Economics*, num 1 vol. 47, June 1995. Pp. 5-37.
- Carlino, Gerald A. and Leonard Mills. "Are U.S. Regional Incomes Converging? A Time Series Analysis", *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, November 1993. Pp. 335-346.
- Carrión-i-Silvestre, Josep Lluís and Vicente German-Soto. "Stochastic Convergence Amongst Mexican States", *Regional Studies*, forthcoming, 2005.
- Cermeño, Rodolfo. "Decrecimiento y convergencia de los estados mexicanos. Un análisis de panel", *El Trimestre Económico*, núm. 4 vol. 68, octubre-diciembre 2001. Pp. 603-629.
- Coulombe, Serge. "New Evidence of Convergence Across Canadian Provinces: The Role of Urbanization", *Regional Studies*, num 8, vol. 34, November 2000. Pp. 713-725.
- Coulombe, Serge and Frank C. Lee. "Convergence Across Canadian Provinces, 1961 to 1991", *Canadian Journal of Economics*, num. 4a, vol. 28, November 1995. Pp. 886-898.
- Crafts, Nicholas. "Economic Growth in the Twentieth Century", *Oxford Review of Economic Policy*, num. 4, vol. 15, Winter 1999. Pp. 18-34.
- De la Fuente, Ángel. "On the Sources of Convergence: A Close Look at the Spanish Regions", *European Economic Review*, num. 3, vol. 46, March 2002. Pp. 569-599.
- Díaz-Bautista, Alejandro. "Apertura comercial y convergencia regional en México", *Comercio Exterior*, núm. 11, vol. 53, noviembre 2003. Pp. 995-1000.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, num. 366, vol. 74, June 1979. Pp. 423-431.
- . "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 64, June 1981. Pp. 813-836.
- Dussel Peters, Enrique. *La economía de la polarización. Teoría y evolución del cambio estructural de las manufacturas mexicanas (1988-1996)*, México: UNAM-JUS, 1997.
- Esquivel, Gerardo. "Convergencia regional en México, 1940-1995", *El Trimestre Económico*, núm. 4, vol. 66, octubre-diciembre 1999. Pp. 725-761.
- Evans, Paul. "How Fast Do Economies Converge?", *Review of Economics and Statistics*, vol. 79, May 1997. Pp. 219-225.

- Evans, Paul and Georgios Karras. "Convergence Revisited", *Journal of Monetary Economics*, vol. 37, April 1996. Pp. 249-265.
- Fajnzylber, Fernando. *La industrialización trunca de América Latina*, México: Nueva Imagen, 1983.
- Germán-Soto, Vicente. "Crecimiento económico y convergencia regional en producto mexicano: un análisis de series temporales", Tesina en Economía, Universitat de Barcelona, Junio de 2004a.
- Germán-Soto, Vicente. "Generación de Producto Interno Bruto mexicano por entidad federativa, 1940-2001", versión preliminar, septiembre, 2004b.
- Gregory, Allan W. and Bruce E. Hansen. "Residual-Based Tests for Cointegration in Models With Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, vol. 70, January 1996. Pp. 99-126.
- Hamilton, James D. *Time Series Analysis*, New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- Hofer, Helmut and Andreas Wörgötter. "Regional Per Capita Income Convergence in Austria", *Regional Studies*, num. 1, vol. 31, February 1997. Pp. 1-12.
- Islam, Nazrul. "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, num. 4, vol. 110, November 1995. Pp. 1127-1170.
- Juan-Ramón, V. Hugo and Luis A. Rivera-Bátiz. "Regional Growth in México, 1970-88", IMF Working Paper No. 92/96, enero 1996.
- Kwiatkowski, D.; P.C.B. Phillips; P. Schmidt; Y. Shin. "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, vol. 54, 1992. Pp. 159-178.
- Lucas, Robert E. "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, num. 1, vol. 22, July 1988. Pp. 3-42.
- Lumsdaine, Robin L.; David H. Papell. "Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, May 1997. Pp. 212-218.
- Lustig, Nora. "Characteristics of Mexican Economic Growth. Empirical Testing of Some Latin American Structuralist Hypotheses", *Journal of Development Economics*, vol. 10, June 1982. Pp. 355-376.
- Maddala, G. S. and In-Moo Kim. *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- Mankiw, N. Gregory; David Romer and David N. Weil. "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, num. 2, vol. 107, May 1992. Pp. 407-437.
- Nahar, S. and B. Inder. "Testing Convergence in Economic Growth for OECD Countries", *Applied Economics*, vol. 34, November 2002. Pp. 2011-2022.
- Ng, Serena and Pierre Perron. "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests With Good Size and Power", *Econometrica*, num 6, vol. 69, November 2001. Pp. 1519-1554.
- Oxley, Les and David Greasley. "A Nordic Convergence Club?", *Applied Economics Letters*, num. 3, vol. 6, March 1999. Pp. 157-160.
- Peres Núñez, Wilson. "From Globalization to Regionalization: The Mexican Case", Technical Papers No. 24, Centro de Desarrollo de la OECD, 1990.

- Perron, P. and Timothy J. Vogelsang. "Nonstationary and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, num 3, vol. 10, July 1992. Pp. 301-320.
- Persson, Joakim. "Convergence Across the Swedish Counties, 1911-1993", *European Economic Review*, num. 9, vol. 41, December 1997. Pp. 1835-1852.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, vol. 75, 1988. Pp. 335-346.
- Quah, Danny T. "Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth", *European Economic Review*, num. 2-3, vol. 37, April 1993. Pp. 426-434.
- Rey, Sergio J. and Brett D. Montouri. "US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective", *Regional Studies*, num. 2, vol. 33, April 1999. Pp. 143-156.
- Stock, James H. and Mark W. Watson. "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, num. 4, vol. 61, July 1993. Pp. 783-820.
- Tsionas, Efthymios G. (2000): "Regional Growth and Convergence: Evidence from the United States", *Regional Studies*, num. 3, vol. 34, May 2000. Pp. 231-238.
- Valenzuela Feijóo, José. *El capitalismo mexicano en los ochenta*, México: ERA, 1986.
- Villarreal, René. "El desarrollo industrial de México: una perspectiva histórica". En: INEHRM (ed.), *México: 75 años de revolución*, México: FCE, 1988, pp. 257-339.