UNA RECONSIDERACIÓN SOBRE LA CONVERGENCIA REGIONAL EN MÉXICO*

Edgardo A. Ayala Gaytán
ITESM, Campus Monterrey

Joana C. Chapa Cantú
Universidad Autónoma de Nuevo León

Juan D. Murguía Hernández
ITESM, Campus Monterrey

Resumen: El artículo contrasta las tradicionales pruebas de convergencia regional en México, las que se basan en datos de sección cruzada y las de cointegración en series temporales, con una metodología reciente basada en la tendencia de las brechas de los ingresos con respecto a un estado líder. Al aplicarlo se demuestra que la mayoría de las economías estatales cerraron su brecha, tanto al ingreso per cápita nacional como al del estado líder, durante el periodo 1940-2006, lo que es compatible con la existencia de convergencia regional en México, al menos para una masa crítica de estados.

Abstract: This study contrasts the traditional tests for regional convergence in Mexico, those applied on cross-section data as long as the ones built in cointegration in time series, with a new approach based in the trend in the income gap regarding a leader state. Applying this method we show that the majority of the state economies closed their gap, both to the national or the leading state per capita income, on average for the period 1940 to 2006, supporting the existence of regional convergence in Mexico at least for a critical mass of states.

Clasificación JEL/JEL Classification: O40, R11, C21, C22

Palabras clave/keywords: crecimiento económico, crecimiento regional, convergencia regional, convergencia en México, cointegración, economic growth, regional growth, regional convergence, convergence in Mexico, cointegration

Fecha de recepción: 30 VI 2010 *Fecha de aceptación: 1 VII 2011*

* Los autores agradecen los valiosos comentarios de dos dictaminadores anónimos. edgardo@itesm.mx, joana.chapacn@uanl.edu.mx, daniel_murguia@hotmail.com

1. Introducción

Es común afirmar que México persiste como uno de los países más desiguales de América Latina, tanto entre familias como entre regiones. Prueba de ello es que la brecha del ingreso per cápita entre el estado más rico y el estado más pobre es del orden de 6 a 1; además, ninguno de los estados que eran los más pobres en el siglo XX ha salido de la parte baja de la distribución en el nuevo siglo. Sin embargo, también hay que resaltar que la brecha del estado más rico al más pobre era del nivel de 12 a 1 en 1940, por lo que se ha reducido a la mitad y que, si bien la posición relativa de los estados más pobres no ha cambiado, sí se han dado cambios en la mitad de la distribución de forma tal, que la dispersión de la distribución del ingreso per cápita en México se ha reducido, cuando menos, 40% entre 1940 y 2006.

Los primeros estudios sobre convergencia regional en México, como los de Juan y Rivera (1996) y Esquivel (1999), fueron realizados con evidencia de corte transversal o sección cruzada. Ambos trabajos concluyen que la evidencia es consistente con la hipótesis de convergencia absoluta hasta mediados de la década de los ochenta, después esa convergencia ha cesado o incluso se ha convertido en divergencia (Chiquiar, 2005). Si bien el método presenta serias limitaciones, dichos estudios contribuyeron a motivar la investigación de la convergencia regional en México bajo enfoques menos restrictivos.

Al ampliar el análisis considerando la dimensión del tiempo y estudiar la convergencia con datos panel surge la sospecha de que el proceso de convergencia de las regiones en México es de tipo condicional. El primer trabajo con datos panel se debe a Cermeño (2001), quien analiza el proceso de convergencia de los estados mexicanos durante el periodo 1970-1995, a partir de datos quinquenales del producto estatal. El utiliza un modelo dinámico de datos panel sin regresores exógenos, además de corregir por el sesgo de estimación generado por el uso de una muestra de dimensión temporal pequeña. Sus resultados indican que la dinámica del producto de los estados mexicanos es congruente con convergencia condicional, es decir, apoyan la hipótesis de que el equilibrio de largo plazo de cada estado es diferente, por lo que no necesariamente los estados más atrasados alcanzarán a los líderes.

Por otro lado, al incrementar el número de periodos en las series y aplicar los criterios de convergencia que sugieren Bernard y Durlauf (1994, 1995) y los de persistencia de errores de Carlino y Mills (1993), Carrion-i-Silvestre y Germán (2007) desechan incluso que la evidencia sea compatible con algún tipo de convergencia. No obstante, una vez que incluyen cambios de regímenes en las series, la aplicación de los criterios antes mencionados arroja como resultado convergencia estocástica, en términos del PIB real per cápita, durante el periodo 1940-2001. En un trabajo posterior, Carrion-i-Silvestre y Germán (2009) realizan una contribución adicional, con técnicas de datos panel y la misma muestra llevan a cabo las pruebas estadísticas de convergencia, pero toman en cuenta múltiples cambios de regímenes así como dependencia de sección cruzada entre regiones, y obtienen resultados a favor de convergencia estocástica regional en México. Pero como ésta es condición necesaria, mas no suficiente, de convergencia examinan también si se dio la β convergencia, y encuentran que, efectivamente, se dio en el periodo analizado; pero el proceso no ha sido uniforme en todos los estados, algunos estados convergen mientras que otros divergen. Así también, similar a otras investigaciones, sus resultados sugieren un cambio a partir de la liberalización comercial, encuentran que a partir de dicha reforma económica la intensidad del proceso de convergencia se ha reducido.[1]

Nuestra contribución es ampliar la aplicación de la metodología de series de tiempo al análisis de la convergencia regional en México, permitimos que el ajuste temporal de cada economía estatal sea no lineal y relajamos el supuesto, en el criterio de Bernard y Durlauf (1994, 1995), de que las economías se encuentran cercanas a su equilibrio estacionario. Para este fin aplicamos la metodología propuesta por Nahar e Inder (2002), la cual consiste en una prueba sobre la pendiente en el tiempo de la función de las brechas de los ingresos per cápita de cada estado, al de un estándar o "benchmark". La aplicación de este criterio a México indica que, entre la mitad y dos tercios de sus economías estatales, cerraron su brecha, tanto al ingreso per cápita nacional como al del estado líder en promedio, durante el periodo 1940-2006. Lo que, en principio, es compatible con la existencia de convergencia (absoluta o condicional) regional en México. Sin embargo, el resto de las economías estatales no convergieron o divergieron, lo que apoya la noción de que no todas las economías estatales transitan a un mismo equilibrio de largo plazo, hecho que hace inválida la noción de convergencia absoluta en México.

En la segunda sección del artículo revisamos la teoría del modelo neoclásico de libro de texto y sus predicciones sobre convergencia absoluta y condicional y describimos la aplicación de los criterios para probar estas hipótesis, en el contexto de datos de sección cruzada y de series temporales. En la tercera se aplican dichos criterios a

[1] Cabe comentar que estas aplicaciones no abordan los problemas estadísticos relacionados con el tamaño de la muestra en su discusión.

una muestra de los ingresos per cápita de los estados mexicanos para el periodo 1940 a 2006, y concluimos que los resultados son, en el mejor de los casos, contrastantes. En la cuarta sección se introduce la metodología de Nahar e Inder (2002), que consiste en la aproximación de la dinámica transicional de cada ingreso per cápita mediante la aplicación de polinomios en el tiempo, y se prueba la hipótesis de que las brechas al ingreso nacional y el estado líder tendieran a cerrarse, en promedio, durante ese periodo. En la última sección se discuten las implicaciones de resultados del estudio, las limitantes del mismo y sugerencias de investigación futura.

2. Criterios de convergencia absoluta y condicional en el modelo de Solow: de las estimaciones de corte transversal a las pruebas de series de tiempo

Los rendimientos marginales decrecientes que asume el modelo de Solow dan lugar a las hipótesis de convergencia absoluta y convergencia relativa. La exposición más ampliamente conocida es la que hacen Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992, 2004). Al asumir una función de producción Cobb- Douglas, una tasa de ahorro exógena, que tanto la tecnología como la fuerza laboral crecen a tasas exógenas y el capital se deprecia geométricamente, entonces puede demostrarse que la evolución del ingreso per cápita de una economía estará dada por la ecuación (1):

$$Log\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right) = \left(1 - e^{-\beta t}\right)\left(Log\left(A(0)y*\right)\right) \tag{1}$$
$$+e^{-\beta t} Log\left(\frac{Y(0)}{L(0)}\right) + gt$$

Donde $Y(t), L(t), A(0), y*$ son, respectivamente, el producto en el periodo t, la fuerza laboral en el periodo t, el estado inicial de la tecnología y el nivel de equilibrio estacionario del ingreso por unidad efectiva, en el equilibrio estacionario,[2] mismo que no es función del tiempo y sí de los parámetros del modelo. Por otro lado, g es la

[2] Se asume que el cambio tecnológico es Hicks neutral o que aumenta las unidades de trabajo, por lo que el trabajo en unidades efectivas se obtiene de multiplicar la fuerza laboral por el estado de la tecnología.

tasa de crecimiento de la tecnología. Una interpretación de (1) es que, el ingreso per cápita, en cualquier periodo t, es un promedio ponderado del ingreso per cápita inicial y del ingreso per cápita que el modelo predice prevalecerá en el largo plazo, es decir, el del equilibrio estacionario. Pero el peso de las condiciones iniciales tiende a cero, mientras β sea positivo, y, cuando pase suficiente tiempo, el ingreso per cápita será, aproximadamente, el ingreso por unidad efectiva de equilibrio estacionario, multiplicado por la función de la tecnología. En consecuencia, para que las predicciones del modelo de Solow se cumplan es necesario que β sea mayor que cero, parámetro que se denomina velocidad de convergencia, ya que refleja la velocidad a la que se cierra la brecha entre el ingreso per cápita y el del equilibrio estacionario.

Si restamos de ambos lados el ingreso per cápita inicial y dividimos entre el número de periodos que han pasado obtenemos una expresión para la tasa de crecimiento medio anual del ingreso per cápita en la dinámica transicional, en función del ingreso inicial:

$$\frac{Log\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right) - Log\left(\frac{Y(0)}{L(0)}\right)}{t} = g \tag{2}$$
$$+\frac{Log(A(0)y*)}{t} - \frac{(1-e^{\beta t})}{t} Log\left(\frac{Y(0)}{L(0)}\right)$$

Para examinar las hipótesis de convergencia pensemos, primero, que tenemos un conjunto de economías que son idénticas, con excepción en la dotación inicial de capital físico, entonces (2) se convierte, una vez que añadimos un residual, en:

$$Log\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right)_i - Log\left(\frac{Y(0)}{L(0)}\right)_i t = \phi \tag{3}$$
$$-\frac{(1-e^{\beta t})}{t} Log\left(\frac{Y(0)}{L(0)}\right)_i + u_i$$

Donde el subíndice i denota la economía a la que nos referimos y u es el residual. Dado que el modelo de Solow predice una velocidad de convergencia positiva, se da lugar a la hipótesis de convergencia absoluta, que establece que la economía con menor ingreso per cápita inicial crecerá más rápido. Si las economías no son iguales, entonces, en general, el ingreso por unidad efectiva y/o la función de la tecnología no son iguales y, en consecuencia, ϕ no es el mismo para todas las economías, pero puede modelarse como $\phi_i = \kappa + \theta X_i$, donde el vector de variables X puede recoger las diferencias en la calidad institucional de los países (*e.g.* sistema político, distorsiones al sistema de mercado), de factores geográficos, de crecimiento del capital humano y otras que explican por que $A(0)$ o y^* son distintos entre las economías. Así, al sustituir en la ecuación (3) obtenemos:

$$Log\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right)_i - Log\left(\frac{Y(0)}{L(0)}\right)_i t = \kappa + \theta X_i \tag{4}$$
$$-\frac{(1-e^{\beta t})}{t} Log\left(\frac{Y(0)}{L(0)}\right)_i + u_i$$

Se puede probar entonces que, condicional al vector de variables fundamentales X, la economía con menor ingreso per cápita crece más rápido, que equivale a probar que la economía más alejada de su equilibrio estacionario igual lo hace, hipótesis que se conoce como de convergencia condicional.

Se ha usado extensivamente la estimación de las ecuaciones (3) y (4) para probar las hipótesis de convergencia absoluta y condicional para diferentes grupos de economías nacionales o regionales. De esta forma Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992, 2004) probaron patrones de convergencia absoluta en regiones de los principales países avanzados, Juan y Rivera (1996) y Esquivel (1999), entre otros, también las utilizaron para el caso de México.

Sin embargo, esta práctica ha sido ampliamente criticada en los últimos años. Bernard y Durlauf (1994, 1995) argumentan que una estimación de corte transversal de la ecuación (3), que arroje una velocidad de convergencia β positiva, no es evidencia concluyente de convergencia, en sentido absoluto o, incluso, condicional. Ya que, la velocidad de convergencia, puede ser positiva con que tan sólo el promedio ponderado de los ingresos, de las economías con ingresos superiores al promedio, crezca más lento. En el mismo sentido, de una regresión de corte transversal, como la que sugiere la ecuación (3), tampoco podemos saber cuáles sí convergen y cuáles no. Esto puede dar lugar a varias posibilidades, por ejemplo, podemos tener un grupo de economías que no convergen, pero con que una masa crítica de ellas sí lo haga llegamos a la conclusión incorrecta de que todas convergen en sentido absoluto. Más aún, puede darse el caso de que existan varias tendencias estocásticas, a las que tiendan diferentes grupos de economías, que rompen por supuesto la convergencia absoluta, pero si las más pobres están más alejadas de su equilibrio estacionario, la práctica de estimar β con una muestra de sección cruzada, nos llevaría, nuevamente, a aceptar incorrectamente que todas convergen en sentido absoluto.

Adicionalmente, hay que advertir que las regresiones de corte transversal imponen homogeneidad en parámetros entre todas las economías. Esto lo hacen por dos razones: porque buscan probar la hipótesis de que existe un único equilibrio, ya que todas las economías son iguales, con excepción del acervo de capital inicial, y porque, al ser corte transversal, el tamaño de la muestra es pequeño y es imposible identificar familias de parámetros. De esta forma, aun y cuando las regresiones de convergencia de corte transversal no rechacen la hipótesis nula de convergencia absoluta (β-convergencia), ellas tampoco son evidencia definitiva de que no existen diferentes equilibrios estacionarios y/o que los parámetros son heterogéneos.

Finalmente, también existe la posibilidad de que las regresiones de corte transversal tiendan a magnificar el tamaño de la velocidad de convergencia en presencia de errores de medición. El argumento es sencillo, si el logaritmo del ingreso per cápita inicial es medido con error negativo (subestimado), entonces la tasa de crecimiento, que es la resta de los logaritmos, será medida con error positivo (sobreestimado), lo que introduce una relación negativa entre las variables aun y cuando no existiera relación alguna en ausencia de errores de medición.

En este sentido, Bernard y Durlauf (1994, 1995) sostienen que la convergencia debe de analizarse dentro del marco de cointegración con series temporales de las economías individuales. Al comparar dos economías, i y j, proponen que éstas convergen en sentido absoluto si:

$$Lim\left(Log\left(\frac{Y_i(t+k)}{L_i(t+k)}\right) - Log\left(\frac{Y_j(t+k)}{L_j(t+k)}\right)/I_t\right) = 0 \tag{5}$$

$$k \rightarrow \infty$$

Y como convergencia condicional si:

$$Lim\left(Log\left(\frac{Y_i(t+k)}{L_i(t+k)}\right) - \alpha\ Log\left(\frac{Y_j(t+k)}{L_j(t+k)}\right)/I_t\right) = 0 \tag{6}$$

$$k \rightarrow \infty$$

La interpretación de (5) es como sigue: se da la convergencia absoluta cuando la predicción de largo plazo es que los ingresos per cápita de ambas economías sean iguales. La condicional es cuando la economía i y j en el largo plazo no sean iguales, pero sí proporcionales. Así, los criterios de convergencia más comunes de series de tiempo equivalen a hacer pruebas de cointegración (bivariada o multivariadas).

Existen otros métodos que explotan el uso de las series temporales, como los que aplican Evans (1996) y Evans y Karras (1996a, 1996b) al utilizar las varianzas de los ingresos per cápita de las economías en el tiempo o con la aplicación de pruebas de datos panel; Carlino y Mills (1993), con su método, examinan la persistencia de los choques en los residuales. Sin embargo, en el resto del artículo nos concentraremos en los criterios de convergencia, ya que son de uso más generalizado.

3. Aplicación de los criterios de sección cruzada y series de tiempo a los estados de México

3.1. *Sección cruzada*

La aplicación de las metodologías de sección cruzada y las de series de tiempo a la hipótesis de convergencia absoluta o condicional en México dan resultados bastante diferentes. Revisemos primero la hipótesis de convergencia absoluta en sección cruzada.

Juan y Rivera (1996) utilizaron las estimaciones del Producto Estatal Bruto (PEB), que realizó el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), para los quinquenios de 1970, 1975, 1980, 1985 y los años 1988 y 1993; mientras que Esquivel (1999) completó una serie histórica de los PEB desde 1940 con base en las mismas estimaciones del INEGI y en interpolaciones elaboradas anteriormente, dentro del contexto de estudios de economía urbana (Unikel, Ruiz y Garza, 1976). Ambos estudios llegan a la misma conclusión, aparentemente existe una convergencia beta (*i.e.* $\beta > 0$ en (3)) y sigma, es decir, que la desviación estándar de los ingresos per cápita estatales disminuya en el tiempo. Sin embargo, en los primeros años de sus muestras la convergencia, aparentemente, era más poderosa y su velocidad más alta, para los últimos periodos, los estados, considerados en conjunto, dejan de converger.

Nosotros partimos de las estimaciones de los PEB que hizo Germán (2005), para el periodo de 1940 a 1992, y las enlazamos con las series que publica para los estados el INEGI, de 1993 a 2006. A diferencia de otras interpolaciones, las de Germán (2005) permiten capturar la tendencia y ciclos regionales. También se han usado en estudios recientes de convergencia en México, como el de Carrion-i-Silvestre y Germán (2007). Para obtener la población estatal, para los años inter-censales, se hicieron extrapolaciones geométricas entre los datos de cada censo o de censos y conteos de población, según sea el caso. Así, estimamos la versión lineal de la ecuación (3) para el periodo 1940-2006 y, después, para los dos subperiodos: de 1940 a 1985 y de 1986 a 2006. Los resultados se pueden examinar en el cuadro 1.

Cuadro 1

Prueba de convergencia absoluta con datos de corte transversal para los estados de México

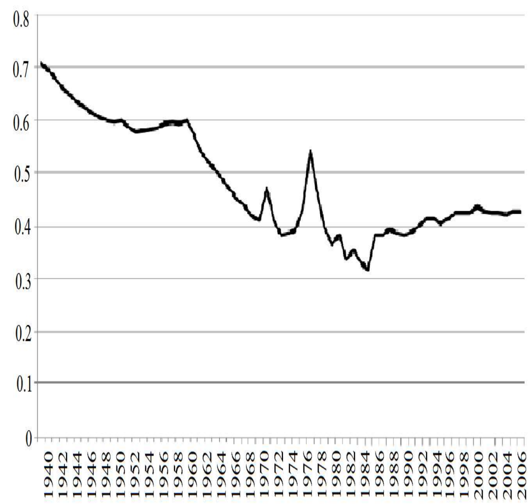
Periodo	*Coeficiente de la regresión*	*Velocidad de convergencia*	*T-half*	R^2
1940 a 2006	-0.0073***	0.0100	69	0.6966
1940 a 1985	-0.01376***	0.0214	32	0.8650
1986 a 2006	-0.0039	0.0041	169	0.0152

Nota: ***significativo a 0.01, **significativo a 0.05 y *significativo a 0.1.

Estadísticamente la evidencia apoya la hipótesis de la convergencia absoluta en el periodo completo, aunque presenta contrastes muy marcados. Para el periodo de 1940 a 1985 la velocidad de convergencia era de alrededor de 2.1%, muy similar a las estimaciones hechas en países avanzados. Pero, de mediados de la década de los ochenta hasta el presente, al parecer, los estados dejan de converger bajo este criterio (beta).

La gráfica 1 presenta la desviación estándar de la distribución del logaritmo de los ingresos per cápita estatales para toda la muestra, y, en consistencia con las estimaciones de sección cruzada, la varianza de los ingresos per cápita disminuye drásticamente de alrededor de 0.7 a 0.32 en 1985, de 1986 a 2000 crece y de 2000 a 2006 se estabiliza en niveles de 0.43. Aunque ya no disminuye en los últimos años la varianza de los ingresos estatales, ciertamente, descendió en todo el periodo.

Gráfica 1
Desviación estándar de los productos estatales per-cápita



Fuente: elaboración propia con base en las estimaciones del PIB estatal de Germán (2005) y en los datos publicados por INEGI.

3.2. *Prueba basada en cointegración*

Con respecto a las pruebas de convergencia absoluta y condicional, en el contexto de series temporales, probamos la convergencia en el sentido de las condiciones (5) y (6). La condición (5) equivale a probar que las economías i y j están cointegradas con vector [1, -1] y que las desviaciones o residuales, no sólo no tienen raíz unitaria sino que su media es cero. La condición (6) implica cointegración con el vector [1, -α] y relajamos el supuesto de la media cero permitiendo una constante. La prueba de convergencia relativa la estimamos tanto para los logaritmos naturales de los ingresos per cápita como para los ingresos per cápita medidos directamente en pesos constantes, ya que bajo ciertas condiciones, el modelo de crecimiento de Solow predice cointegración en las unidades originales.[3] Como no conocemos *a priori*, ni la constante de proporcionalidad α, ni la constante, entonces utilizamos el procedimiento de dos etapas de Engle y Granger. Comparamos contra dos "benchmarks" el producto per cápita nacional y contra el producto per cápita del estado con mayor ingreso per cápita en la muestra, que es el Distrito Federal (DF).

Los resultados de las pruebas de cointegración se presentan en los cuadros 2 y 3. En ellos se muestran los estadísticos t de las pruebas de raíz unitaria sobre los residuales, es decir, la resta de los logaritmos de los ingresos per cápita, en la de convergencia absoluta y los residuales de la segunda fase del método Engle y Granger (1987), para las de convergencia relativa. El cuadro 2 presenta las pruebas para la comparación bivariada de cada producto estatal bruto per cápita en relación con el nacional, para el periodo 1940-2006; el cuadro 3 muestra la comparación con respecto al Distrito Federal. La hipótesis nula de las pruebas es que los residuales tienen raíz unitaria, es decir, que son no estacionarios, si se rechaza, entonces es evidencia a favor de las hipótesis de convergencia absoluta y/o relativa, en caso contrario, la evidencia es consistente con el hecho de que las trayectorias de los productos per cápita se desvían sistemáticamente de lo que predeciría la trayectoria de convergencia absoluta o condicional. Los estadísticos t se comparan contra los valores críticos de la prueba de Dickey Fuller sin constante, para las pruebas de convergencia absoluta que dicta la

[3] Sucede si la función de producción es Cobb-Douglas y las economías sólo difieren en las condiciones iniciales de la tecnología, es decir $A(0)$. Si asumimos que una de ellas (la economía b) está en equilibrio estacionario entonces se puede demostrar que la tasa de crecimiento en unidades efectivas es igual a

$$\frac{\partial\, log\, y_i}{\partial t} = -\beta(ln\, y_i(t) - ln\, y_b(t)),$$

y si sustituimos podemos expresarlo como

$$\frac{\partial\, ln\left(\frac{Y}{L}(t)\right)_i}{\partial t} - g = -\beta\left[ln\left(\frac{A_b}{A_i}\right) + ln\left(\frac{Y}{L}(t)\right)_i - ln\left(\frac{Y}{L}(t)\right)_b\right],$$

como en equilibrio estacionario, la parte izquierda de la ecuación es cero, entonces podemos despejar para el logaritmo del ingreso per cápita de la economía, sacar exponencial y arribamos a la siguiente ecuación

$$\left(\frac{Y}{L}(t)\right)_i = \alpha\left(\frac{Y}{L}(t)\right)_b \quad donde \quad 0 \prec \alpha = \frac{A_i(0)}{A_b(0)} \prec 1.$$

ecuación (5) y contra los valores críticos de Engle-Granger,[4] para las pruebas de raíz unitaria de los residuales correspondientes a la convergencia condicional de la ecuación (6).

Como se puede apreciar en los cuadros 2 y 3, en muy pocas entidades puede rechazarse que las desviaciones a las trayectorias que predicen las condiciones de convergencia absoluta y/o condicional sean no estacionarias. nicamente en seis entidades la evidencia es consistente con la convergencia absoluta hacia el producto nacional per cápita y sólo en dos con la convergencia absoluta hacia la trayectoria del estado líder a 5% de significancia. En cuanto a la convergencia relativa, sólo una o dos economías satisfacen la prueba a 5% de significancia para las distintas versiones que se estimaron. A todas luces, el panorama que se obtiene de aplicar los criterios de convergencia en el contexto de la cointegración de series temporales indica la ausencia de la convergencia generalizada, de todas las entidades, a una tendencia estocástica común. Resultado que contrasta diametralmente con los que obtenemos de las regresiones de corte transversal, que apuntan a que las entidades con menores productos per cápita crecen más rápido y que la varianza de los productos per cápita se ha reducido sustancialmente de 1940 a la fecha. ¿A qué se debe tal discrepancia en perspectivas? ¿Cómo podemos conciliar las historias que se obtienen desde los dos enfoques?

Cuadro 2

Prueba de convergencia absoluta y relativa mediante cointegración
(*Producto per cápita relativo al Nacional*)

Estados	*Estadístico t de la prueba de raíz unitaria de los residuales*		
	Convergencia absoluta	*Convergencia relativa*	
		Logs	*Pesos constantes*
Aguascalientes	-0.8506	-2.2200	-0.746293
Baja California Norte	-4.57918**	-1.8668	-2.190436
Baja California Sur	-1.6553	-5.358808***	-5.073299***
Campeche	-2.017347**	-3.1706	-2.975836

[4] Con dos variables en el vector de cointegración y un tamaño de muestra de entre 50 y 100 observaciones.

Cuadro 2
(*continuación*)

Estados	*Estadístico t de la prueba de raíz unitaria de los residuales*		
	Convergencia absoluta	*Convergencia relativa*	
		Logs	*Pesos constantes*
Chiapas	-0.6601	-0.8981	-1.372423
Chihuahua	-0.0571	-0.8010	-0.361411
Coahuila	-1.3207	-1.1353	-0.412699
Colima	-1.6860	-3.377787*	-2.732585
Distrito Federal	-0.804144*	-1.5419	-1.261607
Durango	-1.1459	-2.5613	-1.728573
Guerrero	-2.244477**	-1.1708	-1.101031
Guanajuato	-1.5117	-3.0100	-2.392035
Hidalgo	-1.3353	-2.8683	-2.103011
Jalisco	-2.410256**	-1.7456	-0.745262
México	-2.373245**	-0.8212	-0.906534
Michoacán	-1.0525	-2.5633	-2.07631
Morelos	-0.8837	-2.4449	-2.44023
Nayarit	-0.5714	-3.2201	-2.571259
Nuevo León	0.2013	-2.2596	-0.985451
Oaxaca	-1.4728	-2.8003	-2.689394
Puebla	-1.3142	-2.6513	-2.428936
Quintana Roo	-1.6574	-2.0326	-2.09363
Querétaro	-1.0928	-2.6282	-1.670074
Sinaloa	-0.2685	-2.2219	-2.28648
San Luis Potosí	-1.1344	-1.6216	-0.631049
Sonora	-0.9386	-3.489804**	-3.438326**
Tabasco	-1.9312	-0.6995	-2.16054
Tamaulipas	-2.671049***	-2.5408	-2.142517
Tlaxcala	-1.0293	-1.7728	-1.92794
Veracruz	0.2598	-2.2010	-2.373194
Yucatán	-0.3129	-2.6280	-3.052137
Zacatecas	-0.8502	-1.7915	-2.877662

Nota: ***significativo a 0.01, **significativo a 0.05 y *significativo a 0.1.

Cuadro 3

Prueba de convergencia absoluta y relativa mediante cointegración
(*Producto per cápita relativo al del Distrito Federal*)

Estados	*Estadístico t de la prueba de raíz unitaria de los residuales*		
	Convergencia absoluta	*Convergencia relativa*	
		Logs	*Pesos constantes*
Aguascalientes	-1.3680	-1.8540	-2.315189
Baja California Norte	0.9351	-2.1048	-2.208965
Baja California Sur	-1.6406	-2.2631	-4.037156**
Campeche	-1.3519	-3.346749*	-2.828532
Chiapas	-0.9150	-1.5424	-1.676788
Chihuahua	-1.7023	-4.177139**	-4.53019***
Coahuila	-1.3468	-2.1372	-2.611343
Colima	-1.0700	-1.6912	-1.638582
Distrito Federal	NA	NA	NA
Durango	-0.2097	-2.8390	-2.025235
Guerrero	-1.2952	-1.9767	-1.357832
Guanajuato	-2.770021***	-1.9968	-1.575551
Hidalgo	-1.4532	-1.8828	-1.0215
Jalisco	-1.616093*	-1.8164	-2.703505
México	-1.3980	-1.9360	-1.977033
Michoacán	-1.3212	-2.1997	-1.705911
Morelos	-1.869255*	-2.3850	-1.452169
Nayarit	-1.1727	-2.6523	-2.004865
Nuevo León	-3.196024***	-2.1759	-1.898525
Oaxaca	-1.3551	-2.6975	-2.065057
Puebla	-1.2158	-1.8693	-2.445779
Quintana Roo	-1.3616	-3.1332	-1.723388
Querétaro	-0.9394	-1.7925	-1.746336
Sinaloa	-0.8873	-2.4081	-2.024503
San Luis Potosí	-1.6149	-4.139829**	-3.429992*
Sonora	-0.9136	-2.3394	-2.03423
Tabasco	-0.8521	-1.2886	-2.310086
Tamaulipas	-0.2304	-2.4437	-3.027325

Cuadro 3
(*continuación*)

Estados	*Estadístico t de la prueba de raíz unitaria de los residuales*		
	Convergencia absoluta	*Convergencia relativa*	
		Logs	*Pesos constantes*
Tlaxcala	-1.3542	-1.8070	-1.764589
Veracruz	0.3944	-2.3402	-2.415124
Yucatán	-0.4320	-2.0993	-2.128951
Zacatecas	-1.4327	-3.532448*	-2.693849

Nota: ***significativo a 0.01, **significativo a 0.05 y *significativo a 0.1.

3.3. *Consideraciones sobre los resultados*

Si bien son ampliamente reconocidas las limitaciones de las regresiones de convergencia con datos de sección cruzada, la aplicación de los criterios más comunes de series de tiempo a la convergencia en México deja también algunas dudas. En primer lugar, uno de los problemas de las pruebas de cointegración empleadas en la sección anterior es que tienen bajo poder, es decir, es fácil aceptar raíz unitaria (y, en consecuencia, la ausencia de convergencia) cuando en realidad existe convergencia pero la persistencia de los errores es alta. Una forma de lidiar con este problema es realizar pruebas alternativas, como la prueba KPSS cuya hipótesis nula es ahora que los residuales son estacionarios (Cermeño y Llamosas, 2007), pero lo más seguro es que encontremos un buen número de casos donde los resultados de la pruebas van en sentido contrario y terminamos declarándolos como no concluyentes. Otra alternativa es probar cambios de regímenes en las series, ya que, si efectivamente existen, entonces las pruebas tradicionales que no controlan por ellos sesgan hacia la condición de no convergencia. Carrion-i-Silvestre y Germán (2007) y Carlino y Mills (1993) han probado para México y Estados Unidos que, una vez que se controla por cambios de regímenes en las series, la evidencia en contra de la convergencia disminuye. No obstante, queda entonces la tarea de justificar múltiples cambios estructurales en muchos de los estados del país.

Sin embargo, consideramos que, si bien el problema del poder de la prueba es importante, en el fondo el problema principal es que la no estacionariedad de los residuales no implica, necesariamente, la ausencia de convergencia.

En principio, el que muy pocos estados cumplan con los criterios de convergencia basados en la noción de cointegración (en cualquiera de las versiones analizadas aquí) sugeriría que la mayoría de las economías estatales no convergen, ni a la media nacional, ni a la economía estatal líder. Sin embargo, al examinar más en detalle las series encontramos que las brechas del producto per cápita de varios estados que no cumplen con estos criterios de convergencia se han reducido dramáticamente en el periodo, lo que indica que, en efecto, crecieron más rápido que el promedio nacional o que el estado líder. Por ejemplo, las gráficas 2, 3 y 4 contienen el valor absoluto de la brecha de los ingresos per cápita de los estados de Michoacán, Puebla y Oaxaca, tanto con respecto a la media nacional como en relación con el producto per cápita del DF. A simple vista es notable que presentan una clara tendencia decreciente a largo plazo que origina reducciones dramáticas en los ingresos relativos: si en 1940 el producto per cápita del DF era 10.2 veces el de Michoacán, 18.2 veces el de Oaxaca y 9.3 el de Puebla, en el 2006 estos múltiplos se redujeron a 4.1, 5.7 y 3.6, respectivamente. Es decir, los ingresos relativos de esos estados en proporción al del estado líder crecieron más de 150%, y, aún así, bajo los criterios de cointegración esto no es evidencia de convergencia.

¿Cómo es entonces que tendencias tan marcadas a largo plazo, compatibles con la convergencia en ingresos relativos, no satisfagan los criterios ni de convergencia absoluta ni relativa de cointegración? Muy probablemente, lo que sucede es que la reducción en las brechas del producto per cápita, que han ocurrido desde 1940, hacen que los $\log\left(\frac{(\mathrm{Y/L})_{\mathrm{i}}}{(\mathrm{Y/L})_{\mathrm{b}}}\right)$ presenten una tendencia decreciente de largo plazo, lo que es incompatible con que sea estacionario y, en consecuencia, que este cointegrada con vector (1,-1), lo mismo ocurre para el caso (1,-α). En otras palabras, convergencia en los ingresos relativos de los estados no implica estacionariedad necesariamente.

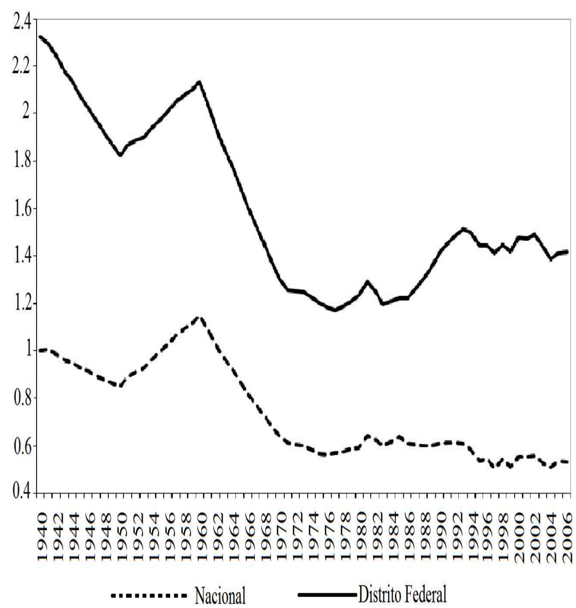
El problema de fondo con los criterios de convergencia en series de tiempo lo anticiparon Bernard y Durlauf (1994) y Durlauf, Johnson y Temple (2005), el cual consiste en que al probar convergencia con los criterios de cointegración se asume que las economías en cuestión no están muy alejadas de su equilibrio estacionario. Si admitimos la posibilidad de que éste sea, precisamente, el caso, entonces la ausencia de convergencia, en el contexto de series de tiempo, para la dinámica regional de México debe de ser reconsiderada.

Por tal motivo conviene adoptar otros métodos para probar las hipótesis de convergencia regional en el contexto de series de tiempo. Una opción es emplear la metodología que sugieren Nahar e Inder (2002), que aplicaron a los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). Dicha metodología consiste, básicamente, en aproximar el valor absoluto de los ingresos relativos de los estados al promedio nacional o al del estado líder, con polinomios en el tiempo, y después hacer la prueba de hipótesis de que el cambio promedio en el tiempo del valor absoluto de la brecha es negativo. En otras palabras, probar si la brecha disminuyó en promedio en la muestra.

En la siguiente seccción revisaremos con detalle la metodología, su relación con las hipótesis de convergencia absoluta y condicional del modelo de Solow y su aplicación para México.

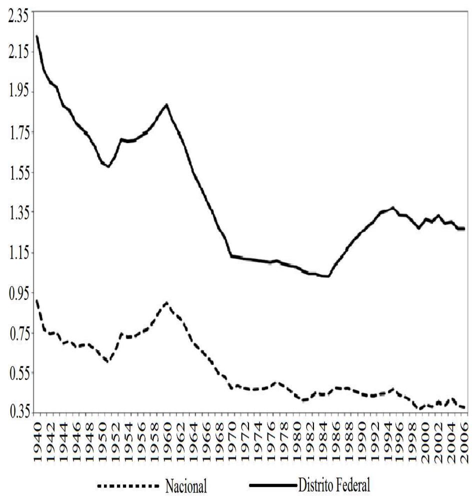
Gráfica 2

Valor absoluto de la brecha del producto per cápita de Michoacán



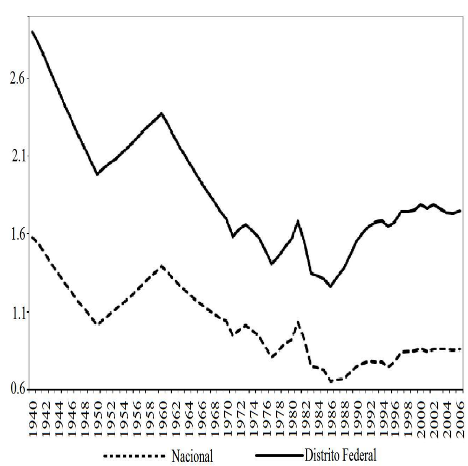
Gráfica 3

Valor absoluto de la brecha del producto per cápita de Puebla



Gráfica 4

Valor absoluto de la brecha del producto per cápita de Oaxaca



Fuente: elaboración propia con base en las estimaciones del PIB estatal de Germán (2005) y en los datos publicados por INEGI.

4. Aplicación del método Nahar e Inder a la convergencia regional de México

4.1. *La convergencia en el sentido de Nahar e Inder*

El método de Nahar e Inder (2002) es eminentemente práctico y no deriva de algún modelo de crecimiento en particular, en esta sección exponemos la metodología tal y como la hicieron originalmente. Esperamos demostrar después que la prueba que proponen es consistente tanto con la convergencia absoluta como con la condicional en muestras pequeñas; por lo que concluimos que sólo puede ser utilizada para discriminar entre no convergencia y convergencia en el sentido amplio (absoluta o condicional). Es decir, se trata de una prueba de "catching up", sólo puede determinar si las brechas entre las economías se cerraron en promedio durante el periodo considerado; pero, aunque se acepte la hipótesis, esto puede ser compatible con ambos tipos de convergencia.

El método propone modelar la brecha de los ingresos per cápita de la economía i a la líder, b, denominada como ω_i, como un polinomio en el tiempo. En símbolos establecemos que:

$$Abs\left[\frac{Y_i(t)/L_i(t)}{Y_b(t)/L_b(t)}\right] = \omega_i = \theta_0 + \theta_1 t + \theta_2 t^2 + \theta_3 t^3 + ... + \theta_R t^R + u_{it} \quad (7)$$

La prueba de Nahar e Inder (2002) consiste en una prueba sobre la pendiente promedio de la función de la brecha. Más formalmente definiremos como convergencia, en el sentido de Nahar e Inder, de la economía i en relación al líder b si:

$$\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \partial\omega_i/\partial t = \theta_1 + \theta_2 r_2 + \theta_3 r_3 + ... + \theta_R r_R \quad (8)$$

$$r_h = \frac{h}{T}\sum_{t=1}^{T} t^{h-1}; h = 2....R$$

La hipótesis nula es entonces $H_0 : \theta_1 + \theta_2 r_2 + \theta_3 r_3 + ... + \theta_R r_R \geq 0$, *versus* la alternativa igual a $H_1 : \theta_1 + \theta_2 r_2 + \theta_3 r_3 + ... + \theta_R r_R \prec 0$. Es decir, dictaminamos convergencia en el sentido de Nahar e Inder, si podemos rechazar la hipótesis nula a favor de la alternativa.

Aunque es una prueba muy intuitiva, revisemos si esta metodología es consistente con lo que predice el modelo de Solow.

Examinemos primero el caso donde las economías i y b son idénticas, con excepción del capital inicial, y, por lo tanto, se da la convergencia absoluta. Al utilizar la ecuación 1, y dado que el ingreso por unidad efectiva y la tecnología son iguales, entonces la brecha del ingreso per cápita de la economía i, tal y como lo definen Nahar e Inder (2002), en términos del modelo de Solow es igual a:

$$\omega(t)_i = \left| Ln \left[\frac{(Y/L)_i}{(Y/L)_b} \right] \right| = e^{-\beta t} \ \omega_i(0);$$

donde

$$\omega_i(0) = \left| Ln \left[\frac{(\frac{Y}{L}(0))_i}{(\frac{Y}{L}(0)_b} \right] \right| \tag{9}$$

Claramente en la ecuación (9) el ajuste en el tiempo de la brecha bajo estas condiciones tan restrictivas es exponencial. Como para cualquier función $f(t)$, podemos aproximar ésta con una serie de Taylor de grado R alrededor de un valor t^* suficientemente grande, de forma que consideraremos sólo el caso donde $t < t^*$. Entonces, la brecha es aproximadamente igual a:

$$\omega\left(t\right)_i = e^{-\beta t}\omega_i(0) \approx \left\{ \sum_{j=0}^{R} \left[-\beta\right]^j e^{-\beta t*} \frac{(t-t*)^j}{j!} \right\} \omega_i\left(0\right) \tag{10}$$

Es fácil distinguir que el lado derecho de la ecuación (10) puede ser reordenado para formar el polinomio en el tiempo de la ecuación (7) que proponen Nahar e Inder (2002). Ahora bien, si obtenemos la primera derivada de (10) con respecto al tiempo encontramos:

$$\frac{\partial\omega(t)_i}{\partial t} \approx \left\{ \sum_{j=0}^{R} \left[-\beta\right]^j \frac{(t-t*)^{j-1}}{(j-1)!} \right\} e^{-\beta t*}\omega_i\left(0\right) \tag{11}$$

Debido a que por construcción $\beta > 0$, para un valor non de j el primer término de la sumatoria es negativo pero el segundo positivo, porque $j-1$ es par, y viceversa; por lo que la pendiente de la función de la brecha siempre será negativa o cero (cuando t tiende a t^*), es decir, no positiva. Además, si la primera derivada es menor o igual a cero para cualquier t menor o igual a t^* entonces su promedio también lo será. Ahora bien, si agregamos un residual en la ecuación (11) para permitir choques estocásticos, por azar pudiera ser que algunas pendientes fueran positivas para $t < t^*$, pero aun así el valor esperado de la pendiente (y del promedio de las pendientes) sería menor o igual a cero. En conclusión: *Si se da la convergencia absoluta del modelo de Solow el valor esperado de las pendientes en el tiempo será menor o igual a cero, que es, precisamente, el criterio Nahar e Inder. Adicionalmente, para t que tiende a t^*, y al ser t^* un periodo arbitrariamente grande, tenemos que la brecha se cierra completamente a cero, esto es, la productividad de la economía i converge a la economía líder.*

Sin embargo no es difícil demostrar que el criterio de Nahar e Inder también puede ser consistente con convergencia condicional. Asumamos el caso donde las velocidades de convergencia entre las economías sean las mismas, pero no así sus equilibrios estacionarios en términos per cápita; esto puede suceder en el modelo de Solow si las tasas de ahorro y/o el nivel inicial de tecnología son distintos entre las economías.

Ahora al restar las trayectorias dinámicas de las economías i y la líder (b) obtenemos:

$$\omega(t)_i = \left| Ln \left[\frac{(Y/L)_i}{(Y/L)_b} \right] \right| = (1 - e^{-\beta t} \ \omega_i^*(0) + e^{-\beta t} \omega_i(0);$$

donde

$$\omega_i^*(t) = \left| Ln \left[\frac{(y_i^* A_i(t))}{(y_b^* A_b(t))} \right] \right| = \omega_i^* \qquad (12)$$

Nótese que mientras la tecnología crezca a la misma tasa g para ambas economías, que es un supuesto razonable, al menos en análisis de economías regionales que comparten un mismo marco institucional, cualquier diferencia en los ingresos por unidad efectiva de equilibrio estacionario y/o en la tecnología inicial producirá que ambas economías tiendan a una brecha de equilibrio estacionario ω_i^* constante. Si asumimos que las brechas de las economía i al líder b son mayores al inicio que en el equilibrio estacionario, como suele suceder en la evidencia regional, entonces $\omega_i(0) > \omega_i^*$.

Si utilizamos la aproximación polinomial de grado R tenemos que:

$$\omega(t)_i \approx \omega_i^* + \left\{ \sum_{j=0}^{R} [-\beta]^j \, e^{-\beta t*} \frac{(t-t*)^j}{j!} \right\} (\omega_i \, (0) - \omega_i^*) \qquad (13)$$

Observemos que la trayectoria de la brecha ahora contiene la brecha de equilibrio estacionario, la primera derivada con respecto al tiempo será:

$$\frac{\partial \omega \, (t)_i}{\partial t} \approx \left\{ \sum_{j=0}^{R} [-\beta]^j \, \frac{(t-t*)^{j-1}}{(j-1)!} \right\} e^{-\beta t*} \, (\omega_i \, (0) - \omega_i^*) \qquad (14)$$

Como $\omega_i(0) > \omega_i^*$, la primera derivada con respecto al tiempo es siempre menor e igual a cero, como en el caso en que las economías eran idénticas. Por tal razón, el que la pendiente o su valor esperado, si incluimos choques, sean negativos, no es condición exclusiva de convergencia absoluta, también puede darse en condiciones de convergencia condicional, mientras la velocidad de convergencia sea positiva. Pero, a diferencia del caso de convergencia absoluta, cuando t tiende a t^*, y éste es suficientemente grande, la brecha del estado i tiende a ω_i^* y no a cero, es decir, aun y cuando permitamos el suficiente tiempo para alcanzar el equilibrio estacionario, el ingreso per cápita del estado i será una fracción del ingreso per cápita del estado líder.

En consecuencia, la prueba de Nahar e Inder (2002) no es estrictamente una prueba de convergencia absoluta, tal y como ellos lo sugieren en su planteamiento original. Aun así, la prueba nos permite distinguir entre aquellas economías que convergen en un sentido amplio, ya sea a un único y común equilibrio estacionario (absoluta) o a diferentes equilibrios estacionarios, de aquellas que no convergen o divergen a la economía líder. Es en este sentido, dentro de dichos márgenes, con el que usamos la prueba.

De hecho, podría ampliarse la metodología de Nahar e Inder (2002) para probar si la convergencia es absoluta o no, requeriríamos probar que el valor esperado de la pendiente del polinomio es negativo y que su intercepto es cero. De esta forma, estimaciones de ordenadas pequeñas constituyen evidencia a favor de tal hipótesis; sin embargo, sólo sucederá si el promedio de las brechas en la muestra es cercano a cero. Seguramente es el caso en series de tiempo largas entre economías que convergen al mismo estado estacionario, ya que, después de un periodo de transición, las productividades se acercan de forma tal que el promedio de la brecha se hace cero. Pero, para muestras mas bien pequeñas, no será el caso, sobre todo si las brechas iniciales son grandes. Por tal motivo, en este artículo no probamos convergencia absoluta, necesariamente, sino sólo convergencia en un sentido amplio.

Ahora bien, si la dinámica transicional del modelo de Solow es exponencial, ¿por qué dejar el grado del polinomio libre (R) y que la evidencia sugiera el orden, en lugar de no imponer un polinomio de primero o segundo grado, que deberían ser suficientes para aproximar la trayectoria exponencial? Esto es conveniente porque, en la práctica, una vez que abandonamos el mundo determinístico del modelo de Solow, la dinámica transicional de las brechas de ingreso puede ser más complicada. Por ejemplo, Hann (1995), Lee, Pesaran y Smith (1997) y Binder y Pesaran (1999) demostraron que si permitimos choques aleatorios en la función de tecnología ($A(t)$) y estén positivamente correlacionados en el tiempo y tengan cierta persistencia, entonces la dinámica del modelo de Solow se convierte en una ecuación en diferencias de segundo grado con promedios móviles de los choques. Simulaciones de un proceso estocástico de este tipo incluyen casi siempre oscilaciones o *swings* en la dinámica transicional, de forma que una aproximación polinomial casi con seguridad requeriría de $R > 2$.

Por supuesto, también cambios estructurales o de régimen y no linealidades ocasionadas porque los parámetros de la economía, como la tasa de ahorro o la elasticidad de sustitución entre los factores,[5] dependan de los valores de las variables endógenas, pueden producir dinámicas transicionales más complicadas. Una alternativa podría ser la de usar polinomios de segundo grado y permitir cambios de régimen en la tendencia o buscar alternativas econométricas más avanzadas.[6]

En el presente análisis no ahondamos en la naturaleza de las

[5] Esta posibilidad la sugieren Karagiannis *et al.* (2005), quienes proponen usar funciones de producción tipo VES (*Variable Elasticity of Substitution*) en los modelos de crecimiento para ampliar la riqueza de las predicciones y permiten heterogeneidad de los parámetros de acuerdo con el nivel de desarrollo de las economías.

[6] Entre las alternativas está la de usar métodos de reducción no lineales como el *Generalized Additive Model* (GAM), Odell (2009). Una discusión interesante sobre las debilidades de los diferentes métodos en el caso de múltiples equilibrios se puede encontrar en Cohen-Cole, Durlauf y Rondina (2005).

causas que determina la dinámica transicional de las brechas, sólo probamos si la evidencia es consistente con que el valor esperado de las brechas declina en el tiempo, lo que es consistente con convergencia en el sentido amplio que discutimos en párrafos anteriores, pero aceptamos que estas alternativas son extensiones útiles.

En síntesis, la metodología de Nahar e Inder (2002) presenta ventajas y limitaciones para el estudio de convergencia. Entre las primeras están que el criterio es compatible con los de convergencia absoluta y condicional del modelo de Solow. Además, al comparar con la metodología de corte transversal el criterio es más rico, al permitir la variación en el tiempo de las brechas y al no asumir homogeneidad de los parámetros. Comparado con el método de Bernard y Durlauf (1994) permite probar convergencia aún y cuando la relación de las productividades no sea estacionaria. Entre las principales limitantes destacan que la aproximación polinomial puede ser compatible con diferentes teorías de crecimiento (*e.g.* rendimientos crecientes o cambios de régimen) y, la más importante, es que el criterio no permite distinguir el tipo de convergencia.

4.2. *Resultados de la metodología Nahar e Inder para México*

La estimación de las ecuaciones (8) de las brechas se realizó con mínimos cuadrados ordinarios, esto es, asumimos los supuestos clásicos, entre ellos, el de normalidad en los errores. Para identificar el orden R se estimaron polinomios en el tiempo de hasta grado 10 para los valores absolutos del ingreso relativo de cada estado. Primero en relación con el ingreso per cápita nacional y después con respecto al del estado líder, el Distrito Federal, seleccionándose la especificación que minimizara el criterio de información de Schwarz. Posteriormente, con las estimaciones de los coeficientes y el cálculo de los coeficientes r, se estimó el cambio promedio en el tiempo del valor absoluto del ingreso relativo o ω_i, como lo denominamos en la ecuación (7) y (8). Con la estimación del error estándar de la combinación lineal de los coeficientes de la regresión estimamos los estadísticos t. Los resultados se presentan en los cuadros 4 y 5.[7]

[7] El estimador del promedio de la pendiente es igual a $\hat{\theta}_1+\hat{\theta}_2 r_2+...+\hat{\theta}_R r_R$, donde las constantes r se estiman de acuerdo con la ecuación (8). Así podemos expresar al promedio de la pendiente como la combinación lineal $r'\hat{\theta}$, donde $r'=[1\ r_2\ ...\ r_R]$ y $\hat{\theta}'=[\hat{\theta}_1\hat{\theta}_2\ ...\ \hat{\theta}_R]$. De esta forma el error estándar del estimador es igual a $se\left(r'\hat{\theta}\right)=\left[r'\ Var\left(\hat{\theta}\right)r\right]^{1/2}$ donde $Var\left(\hat{\theta}\right)$ es la matriz de varianzas y covarianzas estimada de los estimadores de θ. El estadístico t es, en consecuencia, $t=\frac{r'\hat{\theta}}{se\left(r'\hat{\theta}\right)}$.

Si comparamos contra el promedio nacional es posible rechazar en 17 estados la hipótesis nula a 5%, lo que indica que la evidencia es consistente con el hecho de que el promedio de la tendencia de la brecha es negativo. Al comparar contra la economía líder, el Distrito Federal, en 24 de los 31 estados se rechaza la hipótesis nula a favor de la alternativa, es decir, que la brecha de los productos per cápita del estado líder se ha reducido. Cabe hacer notar que en esta prueba se rechaza la hipótesis nula a niveles de significancia mínimos, menores a 1%, para los estados de Michoacán, Oaxaca y Puebla, tanto en comparación con el promedio nacional como en proporción al DF. Estados que no pasan la prueba de convergencia basada en cointegración y que nos sirvieron para ilustrar la aparente contradicción entre cerrar la brecha en los ingresos relativos y la estacionariedad de los residuales.

En síntesis, la evidencia es consistente con el hecho de que entre 1/2 y 2/3 de las economías estatales han convergido en el sentido de Nahar e Inder, ya sea al promedio nacional o al producto per cápita del Distrito Federal, durante el periodo estudiado. Ciertamente, este resultado contradice los hallazgos con las pruebas sugeridas por Bernard y Durlauf (1995), pero son consistentes, parcialmente, con los resultados de convergencia en el contexto de sección cruzada. Es decir, si una masa crítica de estados converge al estado líder entonces es muy probable obtener coeficientes β positivos y significativos.

Cuadro 4
Prueba de convergencia de Nahar e Inder
(*Producto per cápita relativo al Nacional*)

Estados	*Grado polinomio*	*Pendiente promedio*	*Error estándar*	*t*	*p-value*
Aguascalientes	10	0.0045	0.0011	4.0968	0.9999
Baja California Norte	4	-0.020213***	0.0008	-25.3932	0.0000
Baja California Sur	5	0.0032	0.0038	0.8600	0.8034
Campeche	9	-0.0040	0.0050	-0.7907	0.2161
Chiapas	10	-0.0019	0.0015	-1.2841	0.1022
Chihuahua	3	0.0032	0.0007	4.5733	1.0000
Coahuila	6	-0.003352***	0.0008	-4.2864	0.0000
Colima	7	-0.004911***	0.0011	-4.4124	0.0000

Cuadro 4
(*continuación*)

Estados	*Grado polinomio*	*Pendiente promedio*	*Error estándar*	*t*	*p-value*
Distrito Federal	9	-0.005393***	0.0008	-6.8526	0.0000
Durango	9	-0.00413**	0.0018	-2.2970	0.0127
Guerrero	10	-0.005994***	0.0003	-18.0542	0.0000
Guanajuato	6	-0.006594***	0.0009	-7.1518	0.0000
Hidalgo	3	-0.002632***	0.0008	-3.2019	0.0011
Jalisco	10	-0.002888***	0.0009	-3.1912	0.0011
México	10	-0.007382***	0.0006	-11.9065	0.0000
Michoacán	10	-0.005339***	0.0007	-7.4776	0.0000
Morelos	9	-0.0002	0.0011	-0.2041	0.4195
Nayarit	9	0.0032	0.0009	3.4298	0.9994
Nuevo León	8	0.0010	0.0009	1.1703	0.8766
Oaxaca	9	-0.008584***	0.0014	-6.0408	0.0000
Puebla	8	-0.007878***	0.0009	-9.0760	0.0000
Quintana Roo	4	-0.002475*	0.0018	-1.3889	0.0851
Querétaro	10	0.0021	0.0014	1.4670	0.9260
Sinaloa	10	0.0031	0.0006	5.4956	1.0000
San Luis Potosí	9	-0.003697***	0.0015	-2.4862	0.0080
Sonora	1	-0.003856***	0.0005	-8.0000	0.0000
Tabasco	10	0.0058	0.0034	1.6885	0.9515
Tamaulipas	9	-0.005923***	0.0004	-14.5887	0.0000
Tlaxcala	9	0.0011	0.0016	0.6706	0.7474
Veracruz	10	0.0043	0.0006	6.5655	1.0000
Yucatán	6	0.0019	0.0008	2.4047	0.9903
Zacatecas	2	-0.00389***	0.0007	-5.3361	0.0000

Nota: ***significativo a 0.01, **significativo a 0.05 y *significativo a 0.1.

Cuadro 5
Prueba de convergencia de Nahar e Inder
(*Producto per cápita relativo al del Distrito Federal*)

Estados	*Grado polinomio*	*Pendiente promedio*	*Error estándar*	*t*	*p-value*
Aguascalientes	9	- 0.006633***	0.0014	-4.8416	0.0000

Cuadro 5
(*continuación*)

Estados	*Grado polinomio*	*Pendiente promedio*	*Error estándar*	*t*	*p-value*
Baja California Norte	5	0.0054	0.0015	3.4789	0.9995
Baja California Sur	2	-0.009624***	0.0015	-6.2211	0.0000
Campeche	1	-0.014595***	0.0012	-12.2134	0.0000
Chiapas	10	-0.007462***	0.0017	-4.3843	0.0000
Chihuahua	5	-0.01172***	0.0011	-11.0462	0.0000
Coahuila	6	-0.005771***	0.0008	-6.8215	0.0000
Colima	9	0.0004	0.0017	0.2058	0.5811
Distrito Federal	NA	NA	NA	NA	NA
Durango	5	-0.0015	0.0014	-1.1209	0.1334
Guerrero	10	-0.011526***	0.0010	-12.0188	0.0000
Guanajuato	9	-0.011883***	0.0016	-7.2902	0.0000
Hidalgo	10	-0.007415***	0.0018	-4.0831	0.0001
Jalisco	9	-0.010921***	0.0010	-10.7808	0.0000
México	9	-0.012204***	0.0011	-11.0144	0.0000
Michoacán	9	-0.011299***	0.0014	-8.0249	0.0000
Morelos	9	-0.005614***	0.0012	-4.7536	0.0000
Nayarit	9	-0.0021	0.0015	-1.4013	0.0833
Nuevo León	4	-0.008191***	0.0004	-18.5317	0.0000
Oaxaca	9	-0.013977***	0.0021	-6.7915	0.0000
Puebla	9	-0.012179***	0.0016	-7.8372	0.0000
Quintana Roo	9	0.0054	0.0038	1.4108	0.9181
Querétaro	6	-0.006151***	0.0012	-4.9525	0.0000
Sinaloa	9	-0.003201***	0.0010	-3.1537	0.0013
San Luis Potosí	9	-0.00909***	0.0018	-5.0138	0.0000
Sonora	5	-0.007736***	0.0021	-3.7085	0.0002
Tabasco	10	-0.006825***	0.0021	-3.1878	0.0012
Tamaulipas	2	-0.001088*	0.0007	-1.5768	0.0599
Tlaxcala	9	-0.0043**	0.0022	-1.9231	0.0298
Veracruz	7	-0.001612*	0.0011	-1.4762	0.0727
Yucatán	8	-0.001912**	0.0011	-1.7087	0.0465
Zacatecas	9	-0.007455***	0.0030	-2.5067	0.0076

Nota: ***significativo a 0.01, **significativo a 0.05 y *significativo a 0.1.

¿Los resultados obtenidos significan que las economías de los estados más pobres de México crecen más rápido? Creemos que una respuesta precisa es que tanto los estudios de sección cruzada como los de series de tiempo al utilizar la metodología de Nahar e Inder (2002) sugieren que, al menos durante una parte importante del periodo histórico estudiado, una masa crítica de estados, la mitad, si presentó esa regularidad. Ahora bien, esta evidencia no significa que el proceso continúe, ni que esa masa crítica de estados transite al mismo estado estacionario. De hecho, muchas economías estatales parecen haberse estancado en su posición relativa en los últimos diez años. Por ejemplo, el producto per cápita de Puebla aumentó de 40.4% del nacional a 68.3%, entre 1940 y 2006, pero, en realidad, 90% de ese cambio se dio para el año de 1997. De forma similar, Oaxaca pasó de representar 5.5% del producto per cápita del DF, en 1940, a 17.4% del estado líder, en 2006, pero, en la última década, su ingreso per cápita como proporción del DF fluctúo casi sin varianza en niveles entre 16.7 y 17.6%.

En este sentido, los resultados que obtuvimos con base en series temporales complementan las conclusiones de los estudios de sección cruzada, es una aportación al entendimiento del proceso de convergencia regional en México. Consideramos que las pruebas de corte transversal tradicionales aplicadas a México están en lo correcto al identificar un proceso de convergencia, sin embargo, del estudio de series temporales descubrimos que el proceso es común para un masa crítica de estados, de forma que, al combinarlas en corte transversal obtenemos que, en el agregado las economías con menor producto per cápita, crecieron más rápido. Pero, a diferencia de los estudios de sección cruzada, que sugieren la existencia de convergencia absoluta, es decir, un único equilibrio estacionario, los resultados de la aplicación de la metodología de Nahar e Inder (2002) apuntan a que, no todos los estados convergen, y, los que sí lo hacen, no necesariamente lo hacen a un mismo equilibrio estacionario. La evidencia indica que en el proceso de convergencia, ésta es, en el mejor de los casos, condicional, mas que absoluta.

5. Conclusión

El presente estudio busca contribuir a la literatura de la dinámica de convergencia de los estados de México. Parte de la premisa de que, la aplicación de los criterios de convergencia en series de tiempo a la experiencia mexicana, sesga los resultados hacia no convergencia, ya que la distribución inicial de los productos per cápita parecen estar muy alejados de su equilibrio estacionario; de forma tal, que es común la presencia de tendencias en los ingresos relativos de los estados y, en consecuencia, la existencia de raíces unitarias. Pero, al utilizar las aproximaciones con polinomios en el tiempo, sugeridas por Nahar e Inder (2002), es posible distinguir claros y significativos procesos de reducción en las brechas de los ingresos relativos, tanto al promedio nacional como hacia el estado líder, para entre la mitad y dos tercios de los estados de la República Mexicana. Concluimos, entonces, que la evidencia tanto de sección cruzada como de series de tiempo es consistente con un patrón de convergencia, aunque el proceso de convergencia, ni es común a todos los estados, ni en todos es a la misma velocidad, ni hacia el mismo equilibrio estacionario. En este sentido, podemos concluir que se trata, más bien, de un patrón de convergencia condicional.

No obstante, la reconciliación en los enfoques econométricos de la convergencia en la dinámica regional de México está lejos de considerarse agotada. Es necesario desarrollar otras pruebas que involucren las de cointegración en datos panel, como la prueba desarrollada por Evans y Karras (1996a, 1996b). Para México, los trabajos pioneros en esta dirección son los de Cermeño (2001) y Carrion-i-Silvestre y Germán (2009). Una posibilidad interesante a explorar sería probar convergencia del ingreso per cápita estatal en nuestro país, al aplicar la extensión no lineal del enfoque de Evans y Karras sugerida por Beyaert y Camacho (2008).

Finalmente, consideramos que es importante probar la hipótesis de que el proceso de convergencia condicional ha cesado en la última década, pero, para tal fin, sería necesario el uso de información de alta frecuencia como las que aplican Easterly, Fiess y Lederman (2003) para el análisis de convergencia en el contexto del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN).

Referencias

Barro, R. y X. Sala-i-Martin. 1991. Convergence across states and regions, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 133-152.

——. 1992. Regional growth and migration: A Japan-United States comparison, *Journal of the Japanese and International Economies*, 6(4): 312-346.

——. 2004. *Economic growth*, 2a. ed., MIT Press.
Bernard, A. y S.N. Durlauf. 1994. Interpreting tests of the convergence hypothesis, NBER, Technical WP, núm. 159.
——. 1995. Convergence in international output, *Journal of Applied Econometrics*, 10(2): 97-108.
Beyaert, A. y M. Camacho. 2008. TAR panel unit root tests and real convergence, *Review of Development Economics*, 12(3): 668-681.
Binder, M. y M.H. Pesaran. 1999. Stochastic growth models and their econometric implications, *Journal of Economic Growth*, 4(2): 139-183.
Carlino, G.A. y L.O. Mills. 1993. Are US regional incomes converging? A time series perspective, *Journal of Monetary Economics*, 32: 335-346.
Carrion-i-Silvestre, J. y V. Germán Soto. 2009. Panel data stochastic convergence analysis of the Mexican regions, *Empirical Economics*, 37: 303-327.
——. 2007. Stochastic convergence amongst Mexican states, *Regional Studies*, 41: 531-541.
Cermeño, R. 2001. Decrecimiento y convergencia de los estados mexicanos. Un análisis panel, *El Trimestre Económico*, 68: 603-629.
—— e I. LLamosas. 2007. Convergencia del PIB per cápita de 6 países emergentes con Estados Unidos: un análisis de cointegración, *EconoQuantum*, 4(1): 59-82.
Chiquiar, D. 2005. Why Mexicos income convergence broke down, *Journal of Development Economics*, 77: 257-275.
Cohen-Cole, E. B., S.N. Durlauf y G. Rondina. 2005. Nonlinearities in growth: From evidence to policy, Wisconsin MadisonSocial Systems, Working Paper, núm. 5.
Durlauf, S.N. P.A. Johnson y J.R. Temple. 2005. Growth econometrics, en P. Aghion y S.N. Durlauf (comps.),*Handbook of Economic Growth*, North-Holland, Amsterdam.
Easterly, W., N. Fiess y D. Lederman. 2003. NAFTA and convergence in North America: High expectations, big events, little time, *Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, 4(1): 1-53.
Engle, R.F. y C.W.J. Granger. 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55(2): 251-276.
Esquivel, G. 1999. Convergencia regional en México, 1940-1995, *El Trimestre Económico*, 66(287): 725-761.
Evans, P. 1996. Using cross-country variances to evaluate growth theories, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21: 1027-1049.
—— y G. Karras. 1996a. Convergence revisited, *Journal of Monetary Economics*, 37: 249-266.
——. 1996b. Do economies converge? Evidence from a panel of U.S. states, *Review of Economics and Statistics*, 78: 384-388.
Germán Soto, V. 2005. Generación del producto interno bruto mexicano por entidad federativa, 1940-1992, *El Trimestre Económico*, 72(287): 617-653.
Haan, W. 1995. Convergence in stochastic growth models: The importance of understanding why incomes levels differ, *Journal of Monetary Economics*, 35: 65-82.
Juan Ramón, V.H. y L. Rivera Batiz. 1996. Regional growth in Mexico: 1970-1993, IMF WP/96/92.

Karagiannis, G., T. Palivos y C. Papageorgiou. 2005. Variable elasticity of substitution and economic growth: Theory and evidence, en C. Diebolt y C. Kyrtsou (comps.), *New Trends in Macroeconomics*, Springer, Germany.

Lee, K., H. Pesaran y R. Smith. 1997. Growth and convergence in a multi-country empirical stochastic Solow, *Journal of Applied Econometrics*, 12(4): 357-392.

Nahar S. y B. Inder. 2002. Testing convergence in economic growth for OECD countries, *Applied Economics*, 34(16): 2011-2022.

Odell, K. 2009. *Nonlinearities and economic growth: New evidence*, Ph. Dissertation, Universidad de Illinois, Chicago, publicación 3381047, en http://gradworks.umi.com/33/81/3381047.html.

Unikel, L., C. Ruiz y G. Garza. 1976. *México: desarrollo urbano e implicaciones futuras*, El Colegio de México, México.