

*Domingo Rodríguez Benavides
Ignacio Perrotini Hernández
Miguel Ángel Mendoza González*

Crecimiento económico y convergencia en América Latina, 1950-2010

Resumen

Nuestro análisis del crecimiento de largo plazo de las economías latinoamericanas y de la hipótesis de convergencia condicional del PIB per cápita, con respecto a dos tipos de economía líder, muestra evidencia mixta de convergencia económica en el periodo entre 1950 y 1990, y de convergencia condicional hacia el promedio de la región y con respecto a Estados Unidos en el periodo entre 1990 y 2010. Las pruebas de segunda generación empleadas toman en cuenta la posibilidad de que las unidades presenten dependencia de sección cruzada en paneles heterogéneos.

Palabras clave: modelos econométricos, crecimiento económico, economías latinoamericanas, Estados Unidos, PIB per cápita.

Clasificación JEL: C13, F44, C54.

D. Rodríguez B., Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional (domr@economia.unam.mx); I. Perrotini H., División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía, UNAM (iph@unam.mx); M. A. Mendoza G., División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía, UNAM (mendozag@unam.mx).

Abstract

Latin America's long-run economic growth is dealt with to prove conditional convergence in per capita GDP for two types of leading economies. Mixed empirical evidence in favor of economic convergence is found for the period 1950-1990, while conditional convergence toward both a region's average and the US economy is shown to exist in the period 1990-2010. The possibility for units to exhibit cross-section dependency in heterogeneous panels is taken into account by the second generation tests here applied.

Keywords: Econometric models, economic growth, Latin American economies, United States, per capita GDP.

JEL classification: C13, F44, C54.

1. INTRODUCCIÓN

El crecimiento económico de largo plazo de América Latina (AL) puede dividirse por lo menos en dos subperiodos claramente identificables. Al primer subperiodo que corresponde a los años de 1950 a 1980, se le conoce como los años dorados y por lo general se dice que AL era una de las regiones más desarrolladas fuera del mundo industrial (Elson, 2005), con un potencial de crecimiento muy parecido al de España, Italia y Corea del Sur (Barboni y Treibich, 2010). Sin embargo, todo indica que el potencial no se pudo consolidar por factores políticos, religiosos y de calidad del capital humano, que tuvo como consecuencia un proceso de divergencia con respecto a las economías de referencia (Barboni y Treibich, 2010).

Con la crisis de 1981-1982 se inició la llamada *década perdida* en AL, que se caracterizó por un bajo crecimiento; en los años noventa el crecimiento promedio no fue alto y en los siguientes 10 años (2000-2010) se observó un crecimiento más elevado combinado con una mayor variabilidad (Solimano y Soto, 2003).

Para esta última etapa de crecimiento de largo plazo en AL, la discusión sobre los procesos de convergencia o divergencia presenta conclusiones diversas. Los trabajos de Astorga, Bergés y Fitzgerald (2005) y Astorga (2010) concluyen que si se analiza el

comportamiento de seis países de AL (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Venezuela) en el último siglo (1900-2000), se encuentra que tienden a la convergencia económica y social debido principalmente al símil en sus patrones de industrialización, urbanización y provisión pública. Estos autores también afirman que los otros países de la región no experimentan un proceso de convergencia y que las principales fuentes del crecimiento económico se concentran en la acumulación de la inversión y de capital humano. Martín-Mayoral (2010), a su vez, estudia las disparidades entre los países de América del Sur, América Central sin Belice y de América del Norte (sin Estados Unidos y Canadá) durante el periodo de 1950-2008; sus resultados muestran un proceso de convergencia lento hasta 1985; posterior a ello se presenta un proceso de convergencia condicional acelerado con estados estacionarios diferentes, que se explica principalmente por la tasa de ahorro a inversión, el gasto público y la apertura comercial.

Para un periodo acotado, de 1980 a 2010, caracterizado por momentos de bajo crecimiento, crisis de deuda, reformas estructurales, cambios de paradigma y globalización, Barrientos (2007) plantea que es mucho más adecuado hablar de por lo menos tres grupos de países: el grupo de países con *buenas instituciones* (conformado por Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, México y Uruguay), que sufre graves consecuencias en la crisis de la deuda, pero posterior a ello tiende a tasas de crecimiento mayor; el grupo *difícil* con instituciones débiles (conformado por Bolivia, Ecuador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, Paraguay, Perú, El Salvador y Venezuela), que muestra malos resultados económicos y sociales y, finalmente, el grupo *vulnerable* (conformado por las Bahamas, Barbados, Belice, Cuba, Dominica, la República Dominicana, Guyana, Haití, Jamaica, Panamá, Puerto Rico, St. Kitts y Nevis, Santa Lucía, San Vicente y las Granadinas, y Trinidad y Tobago). Desde el punto de vista de la convergencia sigma, no existen elementos para concluir convergencia o divergencia de todos los países, aunque para el grupo de *buenas instituciones* se encontró un proceso de convergencia hasta 1990 y de

divergencia posterior a ese año. Varios países del grupo *difícil* presentan gran dispersión del PIB por habitante y tasas negativas de crecimiento económico; el grupo *vulnerable*, que es más homogéneo y con una dispersión de PIB muy baja, mantuvo episodios de convergencia durante 1970-1995, divergencia en 1995-1999 y posterior a ello convergencia de nuevo. Con el análisis de convergencia absoluta y condicional, los resultados de Barrientos (2007) muestran que para el periodo 1980-2010 el grupo de *buenas instituciones* converge en sentido absoluto en un 2% y condicional en un 3.6%; el grupo *difícil* muestra convergencia absoluta y condicional en un 0.7% y un 5.7% respectivamente; y el grupo *vulnerable* en 6%, para la convergencia absoluta. La conclusión es que los factores externos fueron los determinantes en la explicación del patrón de convergencia entre los países de cada uno de los grupos.

Holmes (2006), Cermeño y Llamosa (2007), Escobari (2011), y Rodríguez *et al.* (2012) utilizan el concepto y los métodos de convergencia estocástica, de raíz unitaria o de cointegración para analizar procesos de convergencia comparando economías líderes dentro y fuera de América Latina. Holmes (2006) evalúa la hipótesis de convergencia en ocho países de América Latina para el periodo de 1900-2003, utiliza la metodología de cambio de régimen markoviano y define los conceptos de convergencia parcial (cambio de régimen estacionario a no estacionario) y de convergencia variada (grado de persistencia). Con esta metodología encontró la existencia de un cambio de un proceso estacionario o de convergencia hacia otro no estacionario o divergente, que también se puede identificar como la existencia de dos regímenes estacionarios diferentes. Cermeño y Llamosa (2007) utilizan el enfoque de Bernard y Durlauf (1995) para analizar posibles procesos de convergencia de Argentina, Brasil, Canadá, Chile, Estados Unidos y México para el periodo de 1950 a 2000. Tanto la versión restricta como la irrestricta, o de convergencia absoluta y condicional respectivamente, del análisis de cointegración para la comparación de los países de AL y Estados Unidos no arrojaron evidencia fuerte, aunque sí débil, para el caso de las comparaciones

entre: Argentina y Estados Unidos; Chile y Estados Unidos; y Brasil y Argentina.

El trabajo de Escobari (2011), para 19 países y el periodo de 1945 a 2000, aplica análisis de raíz unitaria y compara pares de países con la misma metodología empleada por Bernard y Durlauf (1995). Así, identifica un proceso de convergencia entre la República Dominicana y Paraguay. Cuando consideró grupos de países, muestra que hay más evidencia de convergencia entre las economías de América Central y el Caribe que entre las economías de América del Sur. Finalmente, el estudio de Rodríguez *et al.* (2012) sobre la hipótesis de convergencia para 17 países de América Latina con la economía de Estados Unidos, para el periodo de 1970 a 2010, utiliza pruebas de raíz unitaria y de cointegración en panel. Ellos concluyen que no existe evidencia de un proceso de convergencia absoluta pero sí de convergencia condicional.

En este artículo se presenta un análisis del patrón de crecimiento económico de largo plazo de los países latinoamericanos de acuerdo con las hipótesis de convergencia absoluta y condicional en el PIB *por habitante* con respecto a dos tipos de economía líder: el promedio de la región y Estados Unidos. Para probar las hipótesis de convergencia se aplicaron pruebas de cointegración y de raíz unitaria en panel de primera y segunda generación para el periodo 1950-2010. Las pruebas de segunda generación, como las de Maddala y Wu (1999) y de Pesaran (2007), tienen la ventaja de eliminar los supuestos de homogeneidad de las raíces y de independencia entre las unidades de sección cruzada, supuestos que mantiene la mayoría de las pruebas de primera generación; por ejemplo, las de Pesaran y Smith (1995), Pesaran (1997) y Pesaran *et al.* (1999). Los resultados obtenidos muestran evidencia mixta no concluyente de convergencia económica en el periodo 1950-1990 y de convergencia condicional hacia el promedio de la región y con respecto a Estados Unidos en el periodo de apertura comercial de 1990-2010.

El artículo está estructurado de la siguiente manera: en la sección 2 esbozamos a grandes rasgos las pruebas empleadas

y presentamos una breve revisión de bibliografía empírica; en la sección 3 se presentan la metodología econométrica empleada y los datos; en la sección 4 se brindan los resultados de las pruebas econométricas efectuadas y, por último, en la sección 5 se enuncian las conclusiones.

2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

2.1 Especificación de las pruebas de convergencia absoluta y condicional

Baumol, Nelson y Wolff (1994) hacen una clasificación de las diferentes interpretaciones de convergencia más utilizadas en la literatura especializada: homogénea, emparejamiento (*catch-up*), brecha (*gap*), convergencia absoluta, convergencia explicada, convergencia asintótica y convergencia límite. Todas estas interpretaciones se pueden vincular con las conclusiones del modelo de crecimiento neoclásico para economías cerradas (Ramsey, 1928; Solow, 1956; Cass, 1965; y Koopmans, 1965) que predice que la tendencia de la tasa de crecimiento de la relación capital a trabajo (K/L) está inversamente relacionada con su nivel inicial (Galindo y Malgesini, 1994).

Barro y Sala-i-Martin (2004), y Mankiw, Romery y Weil (1992) sustituyeron el concepto de convergencia absoluta de Baumol con el de convergencia condicional, como una respuesta a las múltiples críticas a la teoría del crecimiento endógeno y teniendo presente la regularidad económica internacional de los años noventa. La primera interpretación de este concepto es que la existencia de convergencia no depende únicamente de la relación capital a trabajo, sino también de otras condiciones económicas (capital humano, capital social, tecnología, políticas, etc.), con las cuales se pueda guiar el proceso de convergencia entre países. Para Sala-i-Martin (1997), la hipótesis de convergencia condicional también se puede entender como las condiciones que deben cumplir las economías para poder agruparlas y formar los grupos de convergencia.

En la mayoría de los estudios el concepto convergencia comúnmente empleado es el de convergencia β . Se dice que hay convergencia β absoluta entre países si existe una relación negativa entre la tasa de crecimiento del ingreso per cápita y el valor inicial del ingreso per cápita, lo cual implica que los países más pobres crecen a un ritmo más acelerado que los países ricos, de tal suerte que se alcanza el mismo equilibrio de largo plazo.

En el decenio de los noventa, la mayoría de los estudios se enfocaron en la relación entre la tasa de crecimiento del ingreso per cápita y diferentes medidas de estándares de vida en secciones cruzadas para investigar el proceso de crecimiento. Esos estudios se centraron en un modelo de la forma:

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

donde g_i es la tasa de crecimiento del país, y_{i0} es el valor de la variable del país al comienzo del periodo de análisis, X_i incluye variables por país para controlar efectos específicos de cada uno de ellos y ε_i es el término de error. El valor inicial de la variable y_{i0} se incluye con la finalidad de probar la hipótesis de convergencia (Durlauf, 2000). De esta forma, si el valor de β resulta negativo en la ecuación 1, entonces existe convergencia β . En términos de la ecuación 1, una forma de probar la versión absoluta, o incondicional, de la convergencia consiste en excluir las variables de control específicas de cada país y verificar que el signo β sea negativo; mientras que una prueba de convergencia condicional se lleva a cabo incorporando las variables X_i de control (Barro y Sala-i Martín, 2004).

Distintos estudios han criticado la aplicación de los modelos de crecimiento de corte transversal para probar convergencia absoluta o condicional y en su lugar se han propuesto metodologías de panel compatibles con las inferencias de los modelos de crecimiento exógeno y endógeno (Bond *et al.*, 2010).¹

¹ Al igual que Bond *et al.* (2010), en el presente artículo utilizamos

Por ejemplo, Bernard y Durlauf (1995) afirman que una vez que este análisis se aplica a un conjunto de datos de países por medio de un modelo correctamente especificado con múltiples estados estacionarios, entonces un coeficiente β negativo para toda la muestra puede atribuirse a una submuestra de esos países que converjan al grupo específico de estados estacionarios. Adicionalmente, Quah (1993, 1996a, 1996b, 1997) sugiere que estas pruebas sobre la hipótesis de convergencia sufren de la falacia de Galton, es decir, que una vez que regresamos las tasas de crecimiento a sus valores iniciales, un coeficiente β negativo se debe a una reversión hacia la media, lo cual no necesariamente implica convergencia.

La gran mayoría de estudios que han utilizado la ecuación 1 han tendido a ignorar los patrones subyacentes de heterogeneidad en los datos al utilizar un modelo de regresión idéntico para todos los países en la muestra. Algunos de ellos usan variables ficticias para América Latina o para África subsahariana con el fin de considerar las diferencias en el proceso de crecimiento para esos grupos de países. Sin embargo, esto no es suficiente para registrar las medidas estadísticas de los grupos en el conjunto de datos. Al respecto, Bernard y Durlauf (1994 y 1995) evalúan la posibilidad de convergencia utilizando el siguiente modelo:

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

donde y_{it} es el ingreso por persona del país en cuestión; y_{jt} es el ingreso por persona del país líder o de referencia; α_{ij} es una constante que denota diferencias permanentes entre las dos

los estimadores propuestos por Pesaran y Smith (1995), Pesaran (2007) y Pesaran *et al.* (1999). La diferencia entre la especificación de Bond *et al.* (2010) y la nuestra estriba en que el propósito de aquella es analizar cómo afecta la acumulación del capital al crecimiento, no realiza estimaciones para América Latina y no utiliza los estimadores mencionados para probar convergencia, mientras que la especificación utilizada aquí se aplica a la prueba de convergencia para los países de América Latina.

economías (Cermeño y Llamosas, 2007). Si hay convergencia, las diferencias entre dos países tenderán a reducirse con el tiempo, es decir, se requiere que $\alpha_{ij}=0$ para que las diferencias se hayan eliminado por completo (convergencia absoluta). De no cumplirse lo anterior, se tenderá a un determinado nivel diferenciado (convergencia condicional). De esta manera, el cumplimiento de la hipótesis de convergencia absoluta requiere que $\beta=1$ y $\alpha_{ij}=0$. Si $\alpha_{ij}\neq 0$ entonces hay evidencia de convergencia condicional.

Si se cumple la convergencia absoluta, entonces una forma sencilla y directa de probarla sería obtener la diferencia entre el ingreso por persona del país en cuestión y el ingreso por persona del país líder o de referencia, ambos en logaritmos naturales:

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

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

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

Lo anterior se puede realizar mediante las pruebas de raíz unitaria. A esta versión de la prueba se le conoce como la versión restringida. De acuerdo con Cheung y García (2004), probar la hipótesis nula establecida en la ecuación 4 puede sesgar los resultados hacia la aceptación de la hipótesis de no convergencia debido al reducido poder de las pruebas de raíz unitaria, por lo que Cheung y García proponen evaluar la hipótesis de convergencia de la siguiente manera:

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

Si no es posible rechazar las ecuaciones 4 y 5 al mismo tiempo, los datos no pueden proveer evidencia para aceptar o rechazar la hipótesis de convergencia.

Por lo que respecta a la versión irrestricta de la prueba, esta no se supone *a priori* y se emplea el modelo de la ecuación 2 para

estimar los parámetros α_{ij} y β . En esta versión de la prueba la hipótesis de no convergencia se evalúa aplicando la prueba de raíz unitaria sobre los errores estimados en este modelo. Con este enfoque, la hipótesis nula establece que no hay cointegración entre los ingresos por persona del país que se estudia con respecto a la economía líder. Además, esta versión de la prueba tiene la ventaja de que es posible determinar si la constante es significativa y, por lo tanto, puede mostrar evidencia de convergencia condicional, así como verificar si el vector $(1, -1)$ del modelo restringido se cumple o no.

La prueba planteada en la ecuación 3 para demostrar la hipótesis de convergencia entre dos países se puede extender para un modelo de panel que comprenda un conjunto de países de la siguiente forma:

$$6 \quad D_1 y_{it} = y_{it} - y_{it} ,$$

donde y_{it} es el ingreso per cápita del país i en el momento t ; y_{it} es el ingreso per cápita del país líder en el tiempo t , ambos en logaritmos. En consecuencia, la hipótesis de convergencia entre dos economías se puede probar por medio del análisis de integración y cointegración en panel cuando los ingresos por habitante de ambos países no son estacionarios (Díaz *et al.*, 2009), lo cual se puede llevar a cabo aplicando distintas pruebas de raíz unitaria en panel al conjunto de series resultante de la ecuación 6.

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

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

De esta manera, el modelo 7 provee una estimación de la pendiente para el panel en conjunto, lo cual permite probar la hipótesis de convergencia para grupo de países incorporados en el panel, ya que, como se muestra más adelante, de acuerdo

con el método de estimación de Pesaran, Shin y Smith (1999) para paneles cointegrados es posible estimar el parámetro β para el panel en conjunto y un coeficiente de velocidad de ajuste para cada una de las unidades consideradas. En caso de que el PIB per cápita de los países considerados en la muestra y del considerado como economía líder estén cointegrados, entonces será posible consignar al mismo tiempo una relación de largo plazo homogénea para todo el panel y la forma en la que responde cada una de las unidades a tal relación.

2.2 Bibliografía sobre convergencia

Evans (1997) demuestra que cuando se incorporan variables de control en la ecuación 1, a pesar de que estas controlan el 90% de la varianza de los valores del PIB per cápita en el estado estacionario, el límite de probabilidad del estimador de mínimos cuadrados del coeficiente en el ingreso inicial (que es el indicador de convergencia) es aproximadamente igual a la mitad de su verdadero valor. Por esta razón no es conveniente realizar inferencias empleando este tipo de regresiones.

Entre los estudios que han empleado técnicas de series de tiempo, destacan los siguientes: Linden (2000) estudia el conjunto de países de la OCDE; al aplicar las pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller aumentada (ADF) y de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) por pares, halla convergencia sólo para Noruega, Suecia y Reino Unido. Amable y Juillard (2000) al aplicar las mismas pruebas para una muestra de 53 países, encuentran que la prueba ADF casi nunca confirmó convergencia, excepto en los casos de Dinamarca y Alemania. Camarero, Flôres y Tamarit (2002), al estudiar los países que conforman el Mercosur mediante pruebas ADF por pares y de modelos de panel, hallan evidencia de convergencia en algunos países. Easterly, Fiess y Lederman (2003) analizan la hipótesis de convergencia entre México y Estados Unidos con la prueba de Johansen y encuentran evidencia de convergencia condicional. Por último, Cheung y Pascual (2004) analizan el caso del Grupo de los Siete (G7) por medio de las pruebas ADF por pares y de estudios

de panel; la evidencia mostrada por ellos es que la prueba ADF por pares no confirma convergencia.

Cermeño y Llamosas (2007) emplean tanto la versión restringida como la irrestricta del modelo 2 para probar la hipótesis de convergencia del PIB per cápita de seis países emergentes con respecto a Estados Unidos. Con tal fin, realizan pruebas de cointegración bajo posible cambio estructural según el enfoque de Gregory y Hansen (1996). Sus resultados sugieren que en la mayoría de los casos no se encuentra evidencia a favor de convergencia en presencia de cambio estructural, y que las brechas de ingreso per cápita de los países considerados con respecto a Estados Unidos son compatibles con procesos de no convergencia.

3. METODOLOGÍA ECONOMETRICA Y DATOS

3.1 Pruebas de raíz unitaria en panel

Las pruebas de raíz unitaria en panel son similares, pero no idénticas, a las pruebas de raíz unitaria llevadas a cabo sobre una serie en particular. En esta sección describimos brevemente las dos pruebas de raíz unitaria en panel empleadas en este trabajo.

Maddala y Wu (1999, MW en lo subsecuente) sostienen que surgen varias dificultades en la prueba Im-Pesaran-Shin (IPS) al relajar el supuesto de homogeneidad de la raíz por medio de las unidades.² MW sugieren el uso de una prueba de tipo Fisher, la cual se construye a partir de la combinación de los valores p (denotados por π_i) del estadístico de la prueba de raíz unitaria en cada una de las secciones cruzadas. El estadístico de prueba de MW, λ , está dado por:

² El supuesto de homogeneidad implica que todas las raíces individuales son iguales, por lo que se ha de suponer ($\alpha_i = \alpha = 0, \forall i$), mientras que el supuesto de heterogeneidad indica que todas las raíces son diferentes, pero para que exista convergencia se debe cumplir ($\alpha_i = 0, \forall i$).

8

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln \pi_i ,$$

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

Como en el caso de la mayoría de las pruebas ADF, ambas pruebas IPS y MW, descansan sobre el supuesto de que las unidades de sección cruzada son independientes. La prueba de raíz unitaria en panel de segunda generación que empleamos en este trabajo es la de Pesaran (2007),³ quien propuso la prueba CIPS, cuyo estadístico de prueba es la media de sección cruzada de la medida estadística t de los coeficientes de mínimos cuadrados ordinarios de y_{it-1} en la regresión CADF (*cross-sectionally* ADF) individual para cada unidad del panel. Las regresiones CADF corresponden con la prueba ADF donde se incorporan como regresores los promedios de sección cruzada de los niveles y rezagos de las primeras diferencias de las series individuales. De esta forma las regresiones son del tipo:

9

$$\Delta y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \lambda_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \eta_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + e_{it} .$$

En esta prueba la hipótesis nula ($\alpha_i = 0, \forall i$) es que todas las unidades en el panel poseen una raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad en varianza en por lo menos alguna de ellas.

³ Esta prueba toma en cuenta la posibilidad de que las unidades en el panel sean dependientes.

3.2 Pruebas de cointegración en panel de Kao (1999)

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

$$10 \quad y_{it} = \alpha_i + \delta_i z_{it} + \beta y_{it} + \varepsilon_{it},$$

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

$$11 \quad \widehat{e}_{it} = \rho \widehat{e}_{i,t-1} + v_{it},$$

donde $\widehat{e}_{it} = (y_{it} - \alpha_i - \delta_i z_{it} - \beta y_{it})$. En este caso, se intenta probar la hipótesis nula de no cointegración, $H_0: \rho = 1$, en la ecuación 11, contra la hipótesis alternativa en que y_{it} y y_{it} están cointegradas, es decir, que $H_1: \rho < 1$. Kao desarrolló cuatro pruebas tipo Dickey-Fuller (DF) que se limitan únicamente al caso de efectos fijos. Dos de las pruebas de Kao asumen fuerte exogeneidad de los regresores y los errores en la ecuación 10 y se denotan por DF_p y DF_t , mientras que las otras pruebas, que no son paramétricas, hacen correcciones por alguna relación endógena y se denotan por DF_p^* y DF_t^* . Las cuatro pruebas incluyen correcciones no paramétricas para la posibilidad de que exista correlación serial, debido a que la ecuación 11 involucra una regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de \widehat{e}_{it} sobre un solo valor rezagado de \widehat{e}_{it} .

Como alternativa, Kao también propuso una prueba que extiende la ecuación 11 con la inclusión de diferencias rezagadas en los residuos. Así, como parte del procedimiento de estimación, obtiene una versión ADF de su prueba sobre la existencia de correlación serial. Todas las pruebas se distribuyen asintóticamente según la distribución normal estándar. Es importante destacar que las versiones de la prueba de Kao imponen homogeneidad en el coeficiente de la pendiente β ,

es decir, no se permite que varíe entre los individuos que conforman el panel.

3.3 Métodos de estimación en panel para variables cointegradas

Para los modelos de cointegración en panel las propiedades asintóticas de los estimadores de los coeficientes de los modelos de regresión y las pruebas estadísticas asociadas son diferentes de las estimadas por los modelos de cointegración de series de tiempo (Baltagi, 2008).

Algunas de esas diferencias se han puesto de manifiesto en trabajos recientes en Kao y Chiang (2000), Phillips y Moon (1999), Pedroni (1999, 2000, 2004) y Mark y Sul (2003). Los modelos de cointegración en panel están diseñados para estudiar relaciones de largo plazo típicamente encontradas en datos macroeconómicos y financieros. Tales relaciones de largo plazo con frecuencia son postuladas por la teoría económica y la teoría financiera; este es el principal interés para estimar los coeficientes de regresión y probar si se satisfacen o no las restricciones teóricas. Phillips y Moon (1999) y Pedroni (2000) proponen un estimador modificado (FM), el cual puede ser visto como una generalización del estimador de Phillips y Hansen (1990), mientras que Kao y Chiang (2000) proponen un método alternativo que se basa en el estimador de mínimos cuadrados dinámicos, que tiene como punto de partida los trabajos de Saikkonen (2001) y Stock y Watson (1993).

3.3.1 El estimador de la media del grupo

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

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

$$12 \quad y_{i,t} = a_i + \gamma_i y_{i,t-1} + \beta_i x_{i,t} + e_{i,t}.$$

Entonces, el parámetro de largo plazo, θ_i , para el individuo o unidad i es:

$$13 \quad \theta_i = \frac{\beta_i}{1 - \gamma_i}.$$

En tanto, los estimadores para el panel en su conjunto estarán dados por:

$$14 \quad \hat{\theta} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \theta_i, \quad \hat{a} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N a_i.$$

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

3.3.2 El estimador agrupado de medias

Pesaran y Smith (1995) muestran que, a diferencia de los modelos estáticos, los modelos de panel agrupados dinámicos heterogéneos generan estimadores que son inconsistentes aún en

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

El PMG se encuentra en una posición intermedia entre el MG (en el cual se permite que tanto las pendientes como los interceptos varíen entre las unidades) y el modelo clásico de efectos fijos (en el cual las pendientes son fijas y los interceptos varían entre las unidades). En el cálculo del estimador PMG, sólo se restringe a los coeficientes de largo plazo a ser los mismos entre las unidades, mientras que se permite que los coeficientes de corto plazo varíen entre estas.

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

$$15 \quad y_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^p \lambda \delta'_{ij} x_{i,t-j} + \varepsilon_{it},$$

donde $x_{i,t-j}$ es un vector de variables explicativas y μ_i representa los efectos fijos. En principio el panel puede estar desequilibrado y p y q pueden variar entre las unidades. Este modelo puede ser reparametrizado como un modelo de vectores de corrección de errores (VECM):

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

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

4. RESULTADOS

En primer lugar, averiguamos la posible presencia de raíz unitaria en la diferencia del ingreso por habitante de cada país con respecto a cada uno de los dos indicadores considerados como la *economía líder*: el PIB per cápita de Estados Unidos y el PIB per cápita promedio de la región. En el cálculo de este último se incluye al PIB per cápita de Estados Unidos. Con tal fin, aplicamos las pruebas de Maddala y Wu (1999) y de Pesaran (2007), con distintos rezagos, a Dy_{it} , como se estableció en la ecuación 6. Los resultados de la aplicación de la prueba de raíz se presentan en los cuadros 1 y 2 para los distintos periodos y para la muestra en su conjunto.

En el caso de la diferencia del PIB per cápita de cada país con respecto al de Estados Unidos, las pruebas de MW y de Pesaran efectuadas con tendencia y sin ella (ver el cuadro 1) señalan que tanto para la muestra total como para el primer subperiodo en ningún caso es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en el panel considerado, por lo que en estos casos no hay signos de convergencia con respecto a este indicador en

los periodos de análisis. Para el segundo subperiodo la prueba de MW sin tendencia con cuatro rezagos y la prueba de Pesaran sin tendencia con uno y dos rezagos y con tendencia para los rezagos de uno a cuatro, se rechaza la hipótesis de la raíz unitaria, lo que sugiere algunos indicios de estacionariedad en la diferencia del PIB per cápita de cada país de América Latina con respecto al PIB per cápita de Estados Unidos y, por ende, de convergencia entre ambos indicadores para el subperiodo que corresponde al de apertura comercial.

En lo que respecta a las pruebas de MW y de Pesaran, con tendencia y sin ella, a la diferencia del PIB per cápita de cada país con respecto al PIB per cápita promedio de la región muestran un resultado similar tanto para la muestra total como para el primer subperiodo, en virtud de que en ningún caso es posible rechazar la hipótesis nula de la raíz unitaria en el panel de esta variable (ver cuadro 2).

Para el segundo subperiodo la prueba de MW sin tendencia, sin rezagos y con un rezago, y la prueba de Pesaran con tendencia, con uno y dos rezagos, permiten rechazar la hipótesis de raíz unitaria, lo cual sugiere la presencia de algunos indicios de estacionariedad en la diferencia del PIB per cápita de cada país latinoamericano con respecto al PIB per cápita promedio de la región y, por tanto, de convergencia entre ambos indicadores para el segundo subperiodo 1990-2010. Lo mismo vale decir para las pruebas efectuadas con la diferencia del PIB per cápita de los países de la región con respecto al de Estados Unidos.

De esta manera, ambos indicadores construidos para comprobar la versión restringida de la prueba muestran evidencia de que únicamente en el segundo subperiodo hay indicios de comportamiento estacionario en dichos indicadores. Esto implica que únicamente en el segundo subperiodo correspondiente a la etapa de apertura comercial se presentó el proceso de convergencia de los países de América Latina considerados con respecto a Estados Unidos y al promedio de la región.

Una vez verificada la posible presencia de convergencia, tanto en la muestra total como en los subperiodos de acuerdo con la versión de la prueba restringida, aplicamos las pruebas de raíz

Cuadro 1

**PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA EN PANEL PARA $D_t y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$,
CON RESPECTO A ESTADOS UNIDOS:
MUESTRA TOTAL Y POR PERIODOS**

Rezagos	<i>Maddala y Wu (1999)</i>				<i>Pesaran (2007)</i>			
	<i>Sin tendencia</i>		<i>Con tendencia</i>		<i>Sin tendencia</i>		<i>Con tendencia</i>	
	χ^2	Valor <i>p</i>	χ^2	Valor <i>p</i>	χ^2	Valor <i>p</i>	χ^2	Valor <i>p</i>
<i>Muestra total (1951-2010)</i>								
0	19.85	[0.97]	10.87	[1.00]	0.27	[0.61]	1.61	[0.95]
1	22.96	[0.92]	18.27	[0.99]	0.04	[0.52]	0.48	[0.68]
2	25.15	[0.86]	23.72	[0.91]	0.49	[0.69]	0.78	[0.78]
3	32.02	[0.57]	19.90	[0.97]	0.74	[0.77]	0.99	[0.84]
4	28.77	[0.72]	24.6	[0.88]	1.67	[0.95]	2.22	[0.99]
<i>Primer periodo (1951-1990)</i>								
0	13.56	[0.99]	10.86	[1.00]	2.16	[0.99]	1.31	[0.91]
1	16.03	[0.99]	17.91	[0.99]	2.22	[0.99]	0.71	[0.76]
2	22.32	[0.94]	14.44	[0.99]	2.90	[0.99]	1.84	[0.97]
3	22.10	[0.94]	23.75	[0.91]	3.57	[1.00]	2.01	[0.98]
4	22.25	[0.94]	20.57	[0.97]	4.23	[1.00]	3.16	[0.99]
<i>Segundo periodo (1990-2010)</i>								
0	35.42	[0.40]	7.64	[1.00]	-1.34	[0.09]	-0.29	[0.39]
1	39.77	[0.23]	11.30	[1.00]	-2.58	[0.01]	-3.43	[0.00]
2	42.09	[0.16]	11.05	[1.00]	-1.78	[0.04]	-5.07	[0.00]
3	37.60	[0.31]	8.45	[1.00]	-1.33	[0.09]	-4.70	[0.00]
4	52.12	[0.02]	17.82	[0.99]	-0.93	[0.18]	-2.30	[0.01]

Fuente: elaboración propia.

Nota: los números entre corchetes son los valores *p* para los rezagos incorporados en cada prueba.

unitaria en panel con el fin de probar la posible presencia de raíz unitaria en el logaritmo natural del PIB per cápita de los países de la región. Y, en caso afirmativo, proceder a realizar las pruebas de cointegración en panel de este indicador con respecto al PIB per cápita de Estados Unidos y el PIB per cápita promedio de la región. Los resultados de las pruebas de raíz

Cuadro 2

PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS EN PANEL PARA $D_t y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ CON RESPECTO AL PROMEDIO DE LA REGIÓN: MUESTRA TOTAL Y POR PERIODOS								
Rezagos	Maddala y Wu (1999)				Pesaran (2007)			
	Sin tendencia		Con tendencia		Sin tendencia		Con tendencia	
	χ^2	Valor p	χ^2	Valor p	χ^2	Valor p	χ^2	Valor p
<i>Muestra total (1951-2010)</i>								
0	44.54	[0.16]	31.18	[0.70]	0.59	[0.72]	1.03	[0.85]
1	39.95	[0.30]	31.28	[0.69]	0.23	[0.59]	-0.23	[0.41]
2	31.34	[0.69]	22.08	[0.97]	1.02	[0.85]	0.40	[0.66]
3	28.82	[0.80]	17.95	[0.99]	1.52	[0.94]	0.43	[0.67]
4	26.40	[0.88]	17.32	[0.99]	2.23	[0.99]	1.40	[0.92]
<i>Primer periodo (1951-1990)</i>								
0	35.44	[0.50]	30.15	[0.74]	3.03	[0.99]	2.14	[0.98]
1	28.07	[0.83]	33.82	[0.57]	3.04	[0.99]	1.49	[0.93]
2	25.91	[0.89]	23.16	[0.95]	4.03	[1.00]	2.58	[0.99]
3	19.71	[0.99]	22.19	[0.97]	4.89	[1.00]	2.97	[0.99]
4	15.33	[0.99]	26.87	[0.87]	5.42	[1.00]	4.33	[1.00]
<i>Segundo periodo (1990-2010)</i>								
0	64.06	[0.00]	24.23	[0.93]	-0.19	[0.43]	-0.85	[0.20]
1	56.96	[0.02]	42.55	[0.21]	-1.10	[0.14]	-3.36	[0.00]
2	42.07	[0.23]	29.58	[0.77]	0.10	[0.54]	-1.47	[0.07]
3	44.47	[0.16]	27.99	[0.83]	-0.43	[0.33]	-0.17	[0.43]
4	45.43	[0.14]	36.20	[0.46]	-1.49	[0.07]	0.57	[0.72]

Nota: los números entre corchetes son los valores p para los rezagos incorporados en cada prueba.

unitaria en panel aplicadas al logaritmo natural del PIB per cápita de los países considerados de la región se presentan en el cuadro 3.

Como se puede observar en el cuadro 3, las pruebas de raíz unitaria de MW no permiten rechazar en ningún caso la hipótesis de raíz unitaria en el logaritmo natural del PIB per cápita

de los países considerados. Sin embargo, la prueba de Pesaran muestra en algunos casos que se rechaza dicha hipótesis, principalmente para la muestra total y para el primer subperiodo cuando se especifica la prueba con pocos rezagos. Por el contrario, en la mayoría de los casos de la prueba de Pesaran con

Cuadro 3

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA EN PANEL DE MADDALA Y WU (1999) Y DE PESARAN (2007) PARA y_{it}								
MUESTRA TOTAL Y POR PERIODOS								
Rezagos	<i>Maddala y Wu (1999)</i>				<i>Pesaran (2007)</i>			
	<i>Sin tendencia</i>		<i>Con tendencia</i>		<i>Sin tendencia</i>		<i>Con tendencia</i>	
	χ^2	Valor p	χ^2	Valor p	χ^2	Valor p	χ^2	Valor p
<i>Muestra total (1951-2010)</i>								
0	21.54	[0.95]	12.52	[1.00]	-1.77	[0.04]	-0.50	[0.31]
1	16.12	[0.99]	17.16	[0.99]	-2.33	[0.01]	-1.31	[0.10]
2	18.43	[0.99]	15.95	[0.99]	-1.83	[0.03]	-0.83	[0.20]
3	19.81	[0.98]	17.41	[0.99]	-1.45	[0.07]	-0.14	[0.44]
4	19.55	[0.98]	17.78	[0.99]	-0.32	[0.37]	1.45	[0.93]
<i>Primer periodo (1951-1990)</i>								
0	31.04	[0.61]	10.72	[1.00]	-2.29	[0.01]	-0.43	[0.34]
1	27.17	[0.79]	16.00	[0.99]	-2.49	[0.01]	-0.97	[0.17]
2	24.41	[0.89]	15.24	[0.99]	-2.13	[0.02]	-0.47	[0.32]
3	29.01	[0.71]	18.71	[0.98]	-1.08	[0.14]	0.85	[0.80]
4	26.70	[0.81]	16.15	[0.99]	-0.08	[0.47]	2.03	[0.98]
<i>Segundo periodo (1990-2010)</i>								
0	16.57	[0.99]	24.73	[0.88]	-0.33	[0.37]	-0.18	[0.43]
1	16.88	[0.99]	35.51	[0.40]	-2.28	[0.01]	-3.32	[0.00]
2	8.30	[1.00]	37.72	[0.30]	-0.80	[0.21]	-2.12	[0.02]
3	8.42	[1.00]	25.15	[0.87]	-1.17	[0.12]	-1.50	[0.07]
4	9.96	[1.00]	34.65	[0.44]	-0.66	[0.25]	-0.43	[0.33]

Fuente: elaboración propia.

Nota: los números entre corchetes son los valores p para los rezagos incorporados en cada prueba.

tendencia no es posible rechazar la hipótesis de la raíz unitaria para esta variable. No obstante lo anterior, en el análisis que sigue suponemos que el PIB per cápita de los países de América Latina considerados tiene orden de integración igual a 1.

Los resultados de la prueba de cointegración en panel de Kao (1999) del PIB per cápita de los países de América Latina y el PIB per cápita tanto de Estados Unidos como del promedio de la región, ambos considerados alternativamente como *economía líder*, se presentan en el cuadro 4. Como se puede advertir, el único subperiodo en el cual hay evidencia de cointegración entre los dos indicadores es el segundo, ya que tanto para la muestra total como para el primer subperiodo no es posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre el PIB per cápita de los países de América Latina y el PIB per cápita de la *economía líder*.

Teniendo en cuenta estos resultados estimamos el coeficiente β convergencia de la versión restringida de la prueba entre el PIB per cápita de los países de la región y el de la economía líder; los resultados se presentan en el cuadro 5.

Las estimaciones muestran que cuando se toma como economía líder al PIB per cápita de Estados Unidos, los coeficientes estimados a partir de los estimadores PMG, MG y DFE, para la muestra total y para el primer subperiodo, resultaron muy por debajo de la unidad. Además de que en todos los casos las pruebas de Hausman muestran que de los estimadores PMG y MG, el estimador PMG es más eficiente con la hipótesis nula y que en ambos casos se rechaza la hipótesis nula de que el verdadero parámetro es igual a la unidad. Por el contrario, para el segundo subperiodo de la muestra los resultados son muy distintos, los estimadores PMG y MG resultaron ser iguales a 0.90 y 1.00, respectivamente. El primero de ellos es significativo al 1% y el segundo al 10%, aparte de que para ambos estimadores no fue posible rechazar la hipótesis de que el coeficiente β es igual a la unidad. Así, la presencia de cointegración en panel entre ambas variables, de acuerdo con la prueba de Kao (1999) para el segundo subperiodo, y el hecho de que no sea posible rechazar la hipótesis de que el parámetro estimado por PMG sea igual a uno ($PMG = 1$) para este subperiodo, muestran fuerte evidencia

Cuadro 4

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN EN PANEL DE KAO (1999)					
MUESTRA TOTAL Y POR PERIODOS					
H0: NO COINTEGRACIÓN					
<i>Muestra total</i> (1951-2010)		<i>Primer periodo</i> (1951-1990)		<i>Segundo periodo</i> (1990-2010)	
<i>Estadístico</i>	<i>Probabilidad</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Probabilidad</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Probabilidad</i>
<i>Respecto a Estados Unidos</i>					
-1.24	[0.11]	-0.29	[0.39]	-2.15	[0.02]
<i>Respecto al promedio de la región</i>					
-1.30	[0.10]	-0.63	[0.27]	-3.42	[0.00]

Fuente: elaboración propia.
Nota: prueba realizada incorporando interceptos individuales.

de convergencia de los países de América Latina con respecto a Estados Unidos en el segundo subperiodo, además de que este resultado es compatible con el encontrado con la versión restricta de la prueba.

Por otro lado, las estimaciones efectuadas para probar convergencia β con el promedio de la región como economía líder revelaron que el estimador PMG de β para la muestra completa es muy cercano a la unidad. Asimismo, en este caso no es posible rechazar la hipótesis nula de que dicho parámetro sea igual a 1. Al igual que en el caso anterior en el que se toma como economía líder al PIB per cápita de Estados Unidos, cuando se toma como economía líder al PIB por habitante promedio de la región las pruebas de Hausman muestran que en todos los casos el estimador PMG es más eficiente que el estimador MG.

En lo que se refiere a las estimaciones efectuadas por subperiodos, tomando como economía líder al promedio de la región, a pesar de que todos los estimadores resultaron estadísticamente significativos, en el caso de las estimaciones

mediante el PMG no fue posible aceptar la hipótesis nula de que este coeficiente es igual a la unidad. Por esta razón, no encontramos evidencia de convergencia respecto al promedio de la región por subperiodos a pesar de que sí encontramos evidencia de convergencia para todo el periodo en su conjunto.

Los cuadros 6 y 7 muestran los coeficientes de velocidad de ajuste estimados mediante el estimador PMG, tomando como economía líder al PIB per cápita de Estados Unidos y al promedio de la región, respectivamente.

Como se puede observar en los cuadros anteriores, la mayoría de los coeficientes de velocidad de ajuste estimados tanto para el periodo completo como para los subperiodos considerados son negativos, lo cual tiende a corroborar la presencia de una relación de equilibrio estable y de largo plazo entre las variables analizadas, no obstante que algunos coeficientes individuales de ajuste no resultaron significativos.

De esta manera, mediante el estimador PMG encontramos evidencia de convergencia de los países de América Latina con respecto a Estados Unidos únicamente para el segundo subperiodo, comprendido entre 1990 y 2010. Por el contrario, mediante los mismos estimadores encontramos evidencia de convergencia con respecto al promedio de la región únicamente para la muestra total y, paradójicamente, no encontramos evidencia de convergencia respecto a este indicador cuando el análisis se efectúa por subperiodos con respecto a la media regional.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo revisamos la hipótesis de convergencia por países individuales de América Latina con respecto a dos referentes considerados como *economía líder*, el PIB per cápita de Estados Unidos y el promedio de la región. Con la finalidad de probar la hipótesis de convergencia en los países de América Latina con respecto a la *economía líder*, verificamos las versiones restringida e irrestricta de la prueba tanto para la totalidad del periodo analizado, 1951-2010, como para dos subperiodos

Cuadro 5

**RESULTADOS DE LOS ESTIMADORES PMG, MG Y DFE DE PESARAN,
SHIN Y SMITH (1999)**

	<i>Muestra total (1951-2010)</i>		<i>Primer periodo (1951-1990)</i>		<i>Segundo periodo (1990-2010)</i>	
<i>Respecto a Estados Unidos</i>						
$\hat{\beta}_{PMG}$	0.66	[0.00]	0.10	[0.32]	0.90	[0.00]
$H_0: \hat{\beta}_{PMG} = 1$	29.07	[0.00]	85.89	[0.00]	1.17	[0.28]
$\hat{\beta}_{MG}$	0.61	[0.00]	0.21	[0.62]	1.00	[0.08]
$H_0: \hat{\beta}_{MG} = 1$	8.32	[0.00]	3.59	[0.06]	0.00	[0.99]
$\hat{\beta}_{DFE}$	0.60	[0.00]	0.14	[0.57]	1.24	[0.00]
$H_0: \hat{\beta}_{DFE} = 1$	10.52	[0.00]	11.71	[0.00]	0.92	[0.34]
Pruebas de Hausman						
PMG vs MG	0.17	[0.68]	0.06	[0.81]	0.03	[0.86]
MG vs DFE	0.00	[0.99]	0.00	[0.99]	0.00	[0.99]
<i>Respecto al promedio regional</i>						
$\hat{\beta}_{PMG}$	0.97	[0.00]	0.74	[0.00]	0.83	[0.00]
$H_0: \hat{\beta}_{PMG} = 1$	0.42	[0.52]	30.43	[0.00]	27.31	[0.00]
$\hat{\beta}_{MG}$	0.94	[0.00]	0.81	[0.00]	1.26	[0.00]
$H_0: \hat{\beta}_{MG} = 1$	0.13	[0.72]	0.42	[0.52]	1.21	[0.27]
$\hat{\beta}_{DFE}$	0.92	[0.00]	0.89	[0.00]	1.14	[0.00]
$H_0: \hat{\beta}_{DFE} = 1$	0.30	[0.58]	0.45	[0.50]	1.42	[0.23]
Pruebas de Hausman						
PMG vs MG	0.04	[0.84]	0.06	[0.81]	2.89	[0.09]
MG vs DFE	0.00	[0.99]	0.00	[0.99]	0.00	[0.99]

Nota: los números entre corchetes son los valores p .

Cuadro 6

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

	<i>Muestra total</i>			<i>Primer periodo</i>			<i>Segundo periodo</i>		
	$\hat{\theta}_i$	<i>Error est.</i>	<i>z</i>	$\hat{\theta}_i$	<i>Error est.</i>	<i>z</i>	$\hat{\theta}_i$	<i>Error est.</i>	<i>z</i>
Argentina	-0.08	0.06	-1.46	-0.08	0.06	-1.48	-0.03	0.11	-0.28
Bolivia	-0.06	0.03	-2.47	-0.21	0.09	-2.43	-0.01	0.06	-0.23
Brasil	-0.05	0.02	-2.79	-0.03	0.02	-2.17	-0.08	0.09	-0.84
Chile	0.01	0.03	0.45	-0.10	0.08	-1.24	-0.12	0.04	-2.81
Colombia	-0.05	0.03	-1.49	-0.01	0.02	-0.71	-0.06	0.08	-0.75
Costa Rica	-0.12	0.04	-2.75	-0.09	0.03	-3.24	0.03	0.10	0.34
Ecuador	-0.07	0.04	-1.89	-0.03	0.02	-1.45	-0.11	0.09	-1.20
El Salvador	-0.03	0.03	-1.00	-0.09	0.04	-2.36	-0.23	0.08	-2.97
Guatemala	-0.03	0.03	-1.11	-0.03	0.02	-1.25	-0.09	0.06	-1.56
Honduras	-0.09	0.05	-1.94	-0.05	0.05	-0.90	-0.19	0.09	-2.18
México	-0.08	0.03	-2.25	-0.03	0.02	-1.57	-0.37	0.19	-1.94
Nicaragua	-0.01	0.03	-0.25	-0.15	0.10	-1.59	-0.37	0.08	-4.80
Panamá	-0.02	0.02	-0.84	-0.03	0.02	-1.21	0.00	0.08	-0.01
Paraguay	-0.04	0.04	-1.20	0.01	0.02	0.32	-0.11	0.07	-1.68
Perú	-0.04	0.04	-0.98	-0.08	0.05	-1.58	0.09	0.08	1.10
Uruguay	-0.12	0.05	-2.18	-0.16	0.08	-1.94	-0.05	0.11	-0.41
Venezuela	-0.02	0.04	-0.54	-0.11	0.05	-2.14	-0.15	0.11	-1.30

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 7

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

	<i>Muestra total</i>			<i>Primer periodo</i>			<i>Segundo periodo</i>	
	$\hat{\theta}_i$	<i>Error est.</i>	<i>z</i>	$\hat{\theta}_i$	<i>Error est.</i>	<i>z</i>	$\hat{\theta}_i$	<i>Error est.</i>
Argentina	-0.12	0.05	-2.30	-0.12	-2.30	-0.06	0.11	-0.54
Bolivia	-0.07	0.02	-2.96	-0.07	-2.96	-0.38	0.15	-2.57
Brasil	-0.05	0.02	-2.92	-0.05	-2.92	-0.45	0.17	-2.71
Chile	-0.01	0.03	-0.18	-0.01	-0.18	-0.12	0.03	-4.71
Colombia	-0.07	0.04	-1.73	-0.07	-1.73	-0.16	0.13	-1.24
Costa Rica	-0.30	0.07	-4.52	-0.30	-4.52	-0.04	0.09	-0.44
Ecuador	-0.08	0.05	-1.74	-0.08	-1.74	-0.21	0.15	-1.43
El Salvador	-0.03	0.03	-0.91	-0.03	-0.91	-0.20	0.06	-3.14
Guatemala	-0.05	0.04	-1.24	-0.05	-1.24	-0.32	0.12	-2.70
Honduras	-0.11	0.05	-2.37	-0.11	-2.37	-0.29	0.10	-2.99
México	-0.09	0.04	-2.02	-0.09	-2.02	-0.30	0.17	-1.72
Nicaragua	-0.01	0.03	-0.26	-0.01	-0.26	-0.43	0.08	-5.45
Panamá	-0.02	0.02	-0.66	-0.02	-0.66	0.10	0.08	1.23
Paraguay	-0.08	0.04	-2.06	-0.08	-2.06	-0.19	0.07	-2.71
Perú	-0.05	0.04	-1.30	-0.05	-1.30	0.08	0.08	1.05
Uruguay	-0.08	0.04	-1.90	-0.08	-1.90	-0.07	0.11	-0.66
Venezuela	0.00	0.03	-0.02	0.00	-0.02	-0.11	0.12	-0.87
Estados Unidos	-0.02	0.03	-0.93	-0.02	-0.93	-0.04	0.09	-0.41

Fuente: elaboración propia.

considerados: el primero de 1951 a 1990, y el segundo de 1990 a 2010. Esto tuvo el objetivo de identificar, tanto para la muestra total como para los subperiodos anterior y posterior al proceso de apertura comercial registrado en la mayoría de los países de la región, si hubo un proceso de convergencia con respecto a la economía líder.

En lo que respecta a la versión irrestricta de la prueba, las pruebas de MW (1999) y de Pesaran (2007) efectuadas con tendencia y sin ella muestran que tanto para la muestra total como para el primer subperiodo en ningún caso es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en el panel considerado cuando se supone como economía líder al PIB per cápita de Estados Unidos. Por su parte para el segundo subperiodo en algunos casos las pruebas de MW y de Pesaran rechazan la hipótesis de raíz unitaria, sugiriendo de este modo algunos indicios de estacionariedad en la diferencia del PIB per cápita de cada país de América Latina con respecto al PIB per cápita de Estados Unidos y, por ende, de convergencia entre ambos indicadores para el periodo de apertura comercial. De manera análoga, las pruebas de MW y de Pesaran aplicadas a la versión restringida de la prueba tomando como economía líder al PIB per cápita promedio de la región, arrojan un resultado similar tanto para la muestra total como para el primer subperiodo en virtud de que en ningún caso es posible rechazar la hipótesis nula de la raíz unitaria en el panel de esta variable. Y para el segundo subperiodo tanto la prueba de MW como la de Pesaran, en algunos casos, permiten rechazar la hipótesis de raíz unitaria. Estos resultados sugieren la presencia de algunos indicios de *estacionariedad* en la diferencia del PIB per cápita de cada país de América Latina con respecto a los indicadores considerados como *economía líder* y, por tanto, de convergencia entre ambos indicadores para el segundo subperiodo (1990-2010).

Las pruebas de cointegración en panel empleadas para probar la cointegración entre el PIB per cápita de los países de América Latina y los indicadores de la *economía líder* muestran evidencia de cointegración entre estas variables en ambos casos sólo en el segundo subperiodo.

Por último, los resultados encontrados mediante los estimadores PMG, MG y DFE aplicados a la versión irrestricta de la prueba mostraron que cuando se considera como economía líder al PIB per cápita de Estados Unidos únicamente en el segundo subperiodo se cumple la hipótesis de convergencia, lo cual es congruente con los resultados de la prueba restricta aplicadas al mismo indicador. Sin embargo, las estimaciones efectuadas para probar la convergencia β tomando como economía líder al promedio de la región revelaron que el estimador PMG de β únicamente para la muestra completa resultó tener un valor muy cercano a la unidad, además de que no es posible rechazar la hipótesis nula de que ese parámetro sea igual a la unidad, por lo que las estimaciones con respecto a este indicador sugieren un proceso de convergencia hacia el promedio regional.

No obstante, estos resultados no son compatibles con los encontrados con la versión de la prueba restricta. En general, son muy consistentes con los obtenidos en los trabajos de Rodríguez *et al.* (2012), Martín-Mayoral (2010) y Barrientos (2007).

De este modo, hemos encontrado evidencia concluyente de convergencia de los países de América Latina frente a Estados Unidos en ambas pruebas, restricta e irrestricta, únicamente para el segundo subperiodo, en que la apertura comercial y la globalización parecen tener un efecto positivo. Es preciso aclarar que a pesar de que esta evidencia empírica brinda soporte parcial a la versión absoluta de convergencia de los países de la región hacia la economía líder de Estados Unidos, para el segundo periodo de la muestra no podemos afirmar que haya evidencia de convergencia absoluta en virtud de que hace falta probar que el intercepto α_i de la ecuación 7, homogéneo o heterogéneo, según sea el caso, es igual a cero, lo cual hasta donde tenemos conocimiento no es posible con la metodología econométrica empleada. Por esta razón, nos limitamos a informar que encontramos evidencia de convergencia con respecto a Estados Unidos en el segundo periodo analizado.

Asimismo, hallamos evidencia mixta de convergencia con respecto al promedio de la región para la muestra total y para

el segundo subperiodo, toda vez que en este caso las pruebas de la versión restricta sugieren la presencia de convergencia en el segundo subperiodo y, por el contrario, el estimador PMG denota evidencia de convergencia únicamente para la muestra, razón por la cual juzgamos que se requiere más investigación al respecto mediante distintas técnicas –lineales o no lineales– que contribuyan a explicar el porqué de estos resultados.

Bibliografía

- Amable, B., y M. Juillard (2000), *The Historical Process of Convergence*, Cepremap, París, disponible en <<http://pythie.cepremap.ens.fr/~amable/convergence.pdf>>.
- Asteriou, D., y S. G. Hall (2007), *Applied Econometrics: A Modern Approach Using EViews and Microfit*, Palgrave Macmillan, Hampshire, NY.
- Astorga, P. (2010), “A Century of Economic Growth in Latin America”, *Journal of Development Economics*, vol. 92, pp. 232-243.
- Astorga, P., A. R. Bergés y E. V. K. FitzGerald (2005), “The Standard of Living in Latin America over the Twentieth Century”, *Economic History Review*, vol. 58, núm. 4, pp. 765-796.
- Baltagi, B. H. (2008), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, Chichester, Inglaterra.
- Baltagi, B.H., y J.M. Griffin (1997), “Pooled Estimators vs. their Heterogeneous Counterparts in the Context of Dynamic Demand for Gasoline”, *Journal of Econometrics*, vol. 77, pp. 303-327.
- Barboni, G., y T. Treibich (2010), *On the Latin American Growth Paradox: A Hindsight into the Golden Age*, LEM Working Paper Series, núm. 21, Scuola Superiore Sant’Anna, Pisa, Italia, pp. 1-26, disponible en <<http://www.lem.sssup.it/wplem/files/2010-21.pdf>>.
- Barrientos, P. (2007), “Theory, History and Evidence of Economic Convergence in Latin America”, School of Economics and Management, University of Aarhus.
- Barro, R., y X. X. Sala-i Martín (2004), *Economic Growth*, segunda edición, The MIT Press, Cambridge, MA.
- Baumol, W. J., Nelson R. R. y E. N. Wolff (1994), *Convergence of Productivity. Cross-national, Studies and Historical Evidence*, Oxford University Press, Oxford.

- Bernard, A. B., y S. N. Durlauf (1994), *Interpreting Test of the Convergence Hypothesis*, Technical Working Paper, núm. 159, National Bureau of Economic Research (NBER), junio.
- Bernard, A. B., y S. N. Durlauf (1995), "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, núm. 2, pp. 97-108.
- Bond, S., A. Leblebicioglu y F. Schiantarelli (2010), "Capital Accumulation and Growth: A New Look at the Empirical Evidence", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 25, pp. 1073-1099.
- Breitung, J. (2000), "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data", en B. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, Advances in Econometrics, vol. 15, JAI, Amsterdam, pp. 161-178.
- Camarero, M., R. Flóres y C. Tamarit (2002), "Multivariate Time Series Evidence of International Output Convergence in Mercosur", *Computing in Economics and Finance*, núm. 87, Society for Computational Economics, pp. 1-36.
- Cass, D. (1965), "Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation", *Review of Economic Studies*, vol. 32, núm. 3, pp. 233-240.
- Cermeño, R., y I. Llamosas (2007), "Convergencia del PIB per cápita de 6 países emergentes con Estados Unidos: un análisis de cointegración", *EconoQuantum*, vol. 4, núm. 1, pp. 59-84.
- Cheung, Yin-Wong, y A. García-Pascual (2004), "Testing for Output Convergence: A Re-examination", *Oxford Economic Papers*, vol. 56, núm. 1, pp. 45-63.
- Chiang, M-H., y C. Kao. (2000), *Non-stationary Panel Time Series Using NPT 1.1 –A User Guide*, Center for Policy Research, Syracuse University.
- Díaz-Pedroza, J., A. Sánchez-Vargas y M. A. Mendoza-González (2009), "Convergencia hacia la economía regional líder en México. Un análisis de cointegración en panel", *El Trimestre Económico*, vol. LXXVI (2), pp. 407-431.
- Durlauf, S., (2000), "Econometric Analysis and the Study of Economic Growth: a Skeptical Perspective", en R. Backhouse y A. Salanti (eds.), *Macroeconomics and the Real World*, Oxford University Press, Oxford, pp. 249-262.
- Easterly, W., N. Fiess, y D. Lederman (2003), "NAFTA and Convergence in North America: High Expectations, Big Events, Little Time", *Economía: Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, vol. 4, núm. 1, pp. 1-53.

- Elson, Anthony, (2005), "What Happened? Why East Asia Surged Ahead of Latin America and Some Lessons for Economic Policy", mimeo.
- Escobari, D. (2011), *Testing for Stochastic and Beta-convergence in Latin American Countries*, MPRA Paper, núm. 36741, posted 18, UTC.
- Evans, Paul (1997), "How Fast Do Economies Converge?", *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 79, pp. 219-225.
- Galindo, M.A., y G. Malgesini (1994), *Crecimiento económico*, Editorial McGraw-Hill, Madrid.
- Gregory, A. W., y B. E. Hansen (1996), "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, vol. 70, núm. 1, pp. 99-126.
- Holmes, M. (2006), "Regime-dependent Output Convergence in Latin America", *Estudios de Economía*, vol. 33, núm. 1, junio, pp. 65-81.
- Im, K. S., M. H. Pesaran y Y. Shin (1995), *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, manuscrito, University of Cambridge.
- Im, K. S., M. H. Pesaran y Y. Shin (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, vol. 115, núm. 1, pp. 53-74.
- Kao, C., y M. H. Chiang (2000), *On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data: Advances in Econometrics*, vol. 15, pp. 179-222.
- Kao, Chihwa (1999), "Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 90, pp 1-44.
- Koopmans, T. (1965), "On the Concept of Optimal Economic Growth", *The Econometric Approach to Development Planning*, North Holland Publishing Co., Amsterdam, capítulo 4, pp. 225-287.
- Linden, M. (2000), "Testing Growth Convergence with Time Series Data –A Non-parametric Approach", *International Review of Applied Economics*, vol. 14, núm. 3.
- Maddala, G. S., y S. Wu (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, pp. 631-652.
- Mankiw, G., D. Romer y D. Weil (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, núm. 2, May, pp. 407-437.
- Mark, N. C., y D. Sul (2003), "Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65, núm. 5, pp. 655-680.
- Martín-Mayoral, F. (2010), "América Latina, ¿convergencia o divergencia?", *Principios: Estudios de Economía Política*, núm. 16, pp. 37-54.

- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, núm. 4, pp. 653-670.
- Pedroni, P. (2000), *Fully Modified MCO for Heterogeneous Cointegrated Panels*, Working Paper 2000-03, Department of Economics, Williams College.
- Pedroni, P. (2004), "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with An Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory*, vol. 20, núm. 3, pp. 597-625.
- Persyn, D., y J. Westerlund (2008), "Error Correction Based Cointegration Tests for Panel Data", *Stata Journal*, vol. 8, núm. 2, pp. 232-241.
- Pesaran, M. H. (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22, núm. 2, pp. 265-312.
- Pesaran, M. H., y R. Smith, R. (1995), "Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 68(1), pp. 79-113.
- Pesaran, M. H., Y. Shin, y R. P. Smith (1999), "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 94, pp. 621-634.
- Phillips, P., y B. E. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, vol. 57, pp. 99-125.
- Phillips, P., y H. R. Moon (2000), "Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview of Some Recent Developments", *Econometric Reviews*, vol. 19, núm. 3, pp. 263-286.
- Quah, D. (1996a), "Convergence Empirics across Economies with (Some) Capital Mobility", *Journal of Economic Growth*, vol. 1, núm. 1, pp. 95-124.
- Quah, D. (1996b), "Empirics for Economic Growth and Convergence", *European Economic Review*, vol. 40, núm. 6, pp. 1353-1375.
- Quah, D. (1997), "Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs", *Journal Economic Growth*, vol. 2, núm. 1, pp. 27-59.
- Quah, D., (1993), "Galton's Fallacy and the Tests of the Convergence Hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 94, núm. 4, pp. 427-443.
- Ramsey, F. P. (1928), "A Mathematical Theory of Savings", *Economic Journal*, vol. 38, pp. 543-559.

- Rodríguez Benavides, Domingo, Ignacio Perrotini Hernández y Francisco Venegas-Martínez (2012), “La hipótesis de convergencia en América Latina: un análisis de cointegración en panel”, *EconoQuantum*, vol. 9, núm. 2, pp. 99-102.
- Saikkonen, Pentti (2001), “Statistical Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models With Nonlinear Time Trends in Cointegrating Relations”, *Econometric Theory*, Cambridge University Press, vol. 17, pp. 327-356.
- Sala-i-Martin, X. X. (1997), “I Just Ran Two Million Regressions”, *The American Economic Review*, vol. 87, núm. 2, pp. 178-183.
- Solimano, A., y R. Soto (2003), *Latin American Economic Growth in the Late 20th. Century: Evidence and Interpretation*, Documento de Trabajo de la Pontificia Universidad Católica de Chile, Instituto de Economía.
- Solow, R. M. (1956), “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, núm. 1, pp. 65-94.
- Stock, J. H., y M.W. Watson (1993), “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems”, *Econometrica*, Econometric Society, vol. 61, pp. 783-820.