

ANÁLISIS NO LINEAL DE LA CONVERGENCIA REGIONAL EN AMÉRICA LATINA, 1950-2010: UN MODELO PANEL TAR

Domingo Rodríguez Benavides,
Miguel Ángel Mendoza e Ignacio Perrotini*

Fecha de recepción: 24 de noviembre de 2014. Fecha de aceptación: 18 de marzo de 2015.

RESUMEN

En este trabajo se analiza la hipótesis de convergencia regional en América Latina mediante un modelo de crecimiento no lineal para el periodo 1950-2010. La metodología empleada combina tres enfoques: el modelo de umbral, las pruebas de raíces unitarias en panel y el cálculo de los valores críticos a través de simulación bootstrapping. Los resultados de las pruebas aplicadas al producto interno bruto (PIB) por habitante de dos grupos de países de América Latina (los más ricos y todos los que conforman la región), sugieren que el modelo lineal es superior al no lineal, y no muestran evidencia de convergencia, parcial o absoluta. No identificamos un grupo de países de la región con mayores niveles de ingreso por habitante que se comporte como economía líder. Nuestros resultados cuestionan los de otros estudios realizados con pruebas lineales que encuentran convergencia condicional en algunos países de la región.

Palabras clave: crecimiento económico, procesos de convergencia/divergencia, modelo Panel TAR, métodos lineales y no lineales de estimación, métodos econométricos.

Clasificación JEL: C33, F43, O47, O54, R11.

NON-LINEAR ANALYSIS OF REGIONAL CONVERGENCE IN LATIN AMERICA, 1950-2010: A PANEL DATA TAR MODEL

Abstract

This paper analyzes the hypothesis of regional convergence in Latin America through a non-linear growth model for the time period 1950-2010. The methodology combines three approaches: the threshold autoregressive model (TAR), panel data unit root tests and calculating critical values with a bootstrapping simulation. The results of the tests applied to the per capita gross domestic product (GDP) of two groups of countries in Latin America (the wealthiest and then all nations in the region) suggest that the linear model is superior to the non-linear model and show no evidence of partial or absolute convergence. We did not identify a group of countries in the region with higher per capita income that would behave as a leading economy. Our results cast doubt on other studies conducted with linear tests that did find conditional convergence in some countries in the region.

Key Words: Economic growth, convergence/divergence, panel data TAR model, linear and non-linear estimation methods, econometric models.

* Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico Nacional y División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía de la UNAM, México. Correos electrónicos: domr@economia.unam.mx, mendozag@unam.mx, iph@unam.mx, respectivamente.

ANALYSE NON LINÉAIRE DE LA CONVERGENCE RÉGIONALE LATINO-AMÉRICAINNE, 1950-2010: UN MODÈLE PANEL TAR

Résumé

Dans ce travail, on analyse l'hypothèse de convergence régionale en Amérique latine à travers un modèle de croissance non linéaire pour la période 1950-2010. La méthodologie employée combine trois axes : le modèle du seuil, les tests de racines unitaires en panel et le calcul des valeurs critiques via simulation bootstrapping. Les résultats des tests appliqués au produit interne brut (PIB) par habitant des deux groupes de pays d'Amérique latine (les plus riches et tous ceux qui composent la région), donnent à penser que le modèle linéaire est supérieur au non linéaire, et ne montrent pas la convergence, partielle ou absolue. On n'identifie aucun groupe de pays de la région ayant de meilleurs niveaux de revenu par habitant qui se comporte comme leader économique. Nos résultats mettent en question ceux d'autres études réalisées avec des tests linéaires qui trouvent une convergence conditionnelle dans certains des pays de la région.

Mots clés: croissance économique, processus de convergence/divergence, modèle Panel TAR, méthodes linéaires et non linéaires d'estimation, méthodes économétriques.

ANÁLISE NÃO-LINEAR DA CONVERGÊNCIA REGIONAL NA AMÉRICA LATINA, 1950-2010: UM MODELO PANEL TAR

Resumo

Neste trabalho se analisa a hipótese de convergência regional na América Latina por meio de um modelo de crescimento não-linear para o período 1950-2010. A metodologia empregada combina três enfoques: o modelo de umbral, as provas de raízes unitárias em panel e o cálculo dos valores críticos através de simulação bootstrapping. Os resultados das provas aplicadas ao produto interno bruto (PIB) por habitante de dois grupos de países da América Latina (os mais ricos e todos os que conformam a região) sugerem que o modelo linear é superior ao não linear, e não mostram evidencia de convergência, parcial ou absoluta. Não identificamos um grupo de países da região com maiores níveis de renda por habitante que se comporte como economia líder. Nossos resultados questionam os de outros estudos realizados com provas lineares que encontram convergência condicional em alguns países da região.

Palavras-chave: crescimento econômico, processos de convergência/divergência, modelo Panel TAR, métodos lineares e não lineares de estimação, métodos econométricos.

基于面板阈值自回归模型 (TAR) 对1950—2010年拉丁美洲区域趋同的非线性分析

摘要: 本文通过1950—2010年拉丁美洲非线性增长模型, 对该地区区域趋同这一假说进行解析。研究方法结合以下三方面: 阈值自回归模型 (TAR), 面板数据单位根检验, 拔靴法模拟计算临界值。我们将拉丁美洲国家分为两组 (富裕国家为一组; 拉丁美洲全部国家为一组), 对两组国家人均国内生产总值进行测试, 结果显示: 线性模型优于非线性模型, 且并无数据表明在该地区存在部分或者完全的区域趋同。而该地区人均收入水平较高的国家也并不是领先的经济体。我们的研究结果对那些通过线性测试而发现在拉丁美洲某些国家存在条件趋同的研究提出了质疑。

关键词: 经济增长, 趋同/分离, 面板阈值自回归模型 (TAR), 线性和非线性估算方法, 计量经济学方法

Quicá em nenhuma outra região do Terceiro Mundo o debate sobre o desenvolvimento tenha ocupado tanto os espíritos no correr do último quarto do século. Também em nenhuma outra parte tem sido tão difícil justificar a extrema precariedade das condições de vida de grandes massas de população em face da abundancia de recursos naturais e dos êxitos apregoados das políticas de desenvolvimento.

Celso Furtado, *A economía latino-americana*,
2007 [1969], p. 463.

INTRODUCCIÓN

En el análisis de los procesos de convergencia y divergencia económica se observa a menudo que las economías estudiadas no siguen un solo proceso: el crecimiento económico de largo plazo puede incluir dinámicas de transición de convergencia a divergencia o de divergencia a convergencia económica y estas dinámicas suelen ser no lineales.

Entre 1950 y 2010 los países de América Latina (AL) han experimentado grandes cambios sociales, culturales y principalmente económicos que, en algunos periodos, han provocado procesos de acercamiento entre ellos, mientras que en otros las condiciones se han modificado propiciando que tiendan a alejarse entre sí cada vez más. Estos acercamientos y alejamientos se reconocen como procesos de convergencia y divergencia económica. El reto analítico y empírico consiste en entender y explicar cómo interactúan estos procesos. Analíticamente, los nuevos desarrollos de teoría económica regional basados en las teorías neoclásica, keynesiana y de la Nueva Geografía Económica argumentan que la dicotomía convergencia *versus* divergencia se está modificando para explicar la coexistencia de los dos procesos al mismo tiempo. Y desde el punto de vista empírico, la estrategia que se propone consiste en combinar los conceptos convergencia/divergencia económica con la metodología econométrica de pruebas de hipótesis de raíces unitarias y/o estacionariedad en panel para comprobar que el Producto Interno Bruto (PIB) por habitante de los países de AL sigue un proceso estacionario (convergente) o de camino aleatorio (divergente). Pero si el supuesto es que las economías de AL presentan cambios económicos y provocan con ello procesos de convergencia-divergencia o de divergencia-convergencia, entonces se utiliza la metodología econométrica de pruebas de hipótesis de raíces unitarias y/o estacionariedad en panel no-lineal.

En la literatura sobre crecimiento económico de largo plazo se ha reconocido que en el periodo de 1950-1980 AL era una de las regiones más desarrolladas fuera del mundo industrial (Elson, 2005), con un potencial de crecimiento

muy parecido al de las economías de España, Italia y Corea del Sur (Barboni y Treibich, 2010). Sin embargo, ese potencial no cristalizó debido a factores políticos, religiosos y de calidad del capital humano que tuvo como consecuencia un cambio estructural que provocó la tendencia hacia la divergencia con respecto a las economías de referencia (Barboni y Treibich, 2010). En particular se reconoce que el momento de cambio de proceso fueron la crisis de 1981-1982 y la “década perdida” que se caracterizó por bajo crecimiento en AL. Otros momentos importantes de cambio de régimen fueron los años noventa, en que el crecimiento promedio no fue alto; en la siguiente década (2000-2010) se presenciaron tasas de crecimiento económico altas combinadas con una mayor variabilidad (Solimano y Soto, 2003).

El debate sobre los procesos de convergencia/divergencia en AL durante los últimos 60 años ha tenido conclusiones diversas: Astorga (2010) concluye que si se analiza el comportamiento de 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, aunque para los otros países de la región no existe un proceso de convergencia. Martín-Mayoral (2008), a su vez, estudia las disparidades entre los países de América del Sur, América Central (sin Belice) y México durante el periodo 1950-2008, sus resultados muestran un proceso de convergencia lento hasta 1985 y, posteriormente, existe un proceso de convergencia condicional acelerado con estados estacionarios diferentes que se explican principalmente por la tasa de ahorro/inversión y el gasto público.

Existen varios estudios que, utilizando el concepto y los métodos de convergencia estocástica raíces unitarias y/o cointegración, analizan el proceso de convergencia comparando economías líderes dentro y fuera del grupo de países de AL. Por ejemplo, Holmes (2006) evalúa la hipótesis de convergencia para ocho países de Latinoamérica para el periodo 1900-2003, utiliza la metodología de cambio de régimen markoviano para definir los conceptos de convergencia parcial (cambio de régimen estacionario a no estacionario) y de convergencia variada (grado de persistencia). Holmes encuentra que existe un cambio de un proceso estacionario o de convergencia hacia otro no-estacionario o divergente, lo que también se puede identificar como la existencia de dos regímenes estacionarios diferentes. Cermeño y Llamosa (2007), a su vez, utilizan el enfoque de Bernard y Durlauf (1995) para analizar posibles procesos de convergencia de seis países: Canadá, Estados Unidos, México, Argentina, Brasil y Chile para el periodo 1950-2000; en su análisis de cointegración de la comparación entre los países de AL y Estados Unidos, en la versión

restringida e irrestringida o convergencia absoluta y condicional, Cermeño y Llamasa no encontraron evidencia fuerte, pero sí débil para las comparaciones de Argentina-Estados Unidos, Chile-Estados Unidos y Brasil-Argentina. Por otra parte, Escobari (2011) analiza 19 países para el periodo 1945-2000; su análisis de raíces unitarias compara pares de países con la misma metodología de Bernard y Durlauf (1995) y encuentra un proceso de convergencia entre República Dominicana y Paraguay; cuando considera grupos de países, encuentra que existe mayor evidencia de convergencia entre las economías de América Central y el Caribe que entre las economías de Sudamérica. Finalmente, Rodríguez *et al.* (2012) estudian la hipótesis de convergencia entre 17 países de AL y la economía de Estados Unidos para el periodo 1970-2010, utilizan pruebas de raíces unitarias y de cointegración en panel y encuentran que no existe evidencia de un proceso de convergencia absoluta, pero sí de convergencia condicional.

Lo interesante de la mayoría de estos estudios es que, no obstante la alta heterogeneidad de los países latinoamericanos y de los cambios económicos estructurales identificados entre la década de los ochenta y el presente, el enfoque analítico se construye suponiendo que los fenómenos de crecimiento económico del PIB por habitante son independientes. Es decir, por un lado se pueden identificar los momentos históricos del proceso de convergencia y, por otro, los de divergencia, soslayando la posibilidad explicar los procesos de convergencia y divergencia con un solo modelo no-lineal.

A diferencia de estos estudios, la *contribución específica* del presente artículo estriba en que analiza la hipótesis de convergencia regional en AL mediante un modelo de crecimiento *no-lineal* para el periodo 1950-2010 (Beyaert y Camacho, 2008). El método empleado combina tres enfoques: el modelo de umbral, las pruebas de raíces unitarias en panel y el cálculo de los valores críticos a través de simulación *bootstrapping*. Además de esta introducción, el artículo se compone de cuatro apartados: el primero esboza a grandes rasgos la hipótesis de convergencia condicional en panel lineal; en el segundo se expone la metodología para probar convergencia en panel no-lineal; el tercero brinda los resultados de las pruebas para convergencia en panel no-lineal y el cuarto contiene las conclusiones.

CONVERGENCIA CONDICIONAL EN PANEL LINEAL

Diversos estudios han empleado técnicas de series de tiempo, de los cuales destacamos los siguientes: Linden (2000) analiza el conjunto de países de la

Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) aplicando las pruebas de raíces unitarias ADF y KPSS por pares y encuentra convergencia sólo para Noruega, Suecia y Reino Unido; Amable y Juillard (2000) aplican las mismas pruebas en una muestra de 53 países y obtienen que la prueba ADF casi nunca confirmó convergencia, con excepción de Dinamarca y Alemania; Camarero, Flôres y Tamarit (2002) analizan a los países que integran el Mercosur aplicando las pruebas ADF por pares y de modelos panel, y encuentran evidencia de convergencia en algunos países; Easterly, Fiess y Lederman (2003) estudian la hipótesis de convergencia entre México y Estados Unidos con la prueba de Johansen, y encuentran evidencia de convergencia condicional; Cheung y Pascual (2004) analizan a los países del grupo de los siete (G-7) mediante las pruebas ADF por pares y de estudios de panel, sus resultados muestran evidencia de que la prueba ADF por pares no confirma convergencia; finalmente, Cermeño y Llamosas (2007) aplican tanto la versión restringida como la irrestricta del modelo (2) para probar la hipótesis de convergencia del PIB por habitante de seis países emergentes con respecto a Estados Unidos, realizan pruebas de cointegración bajo posible cambio estructural siguiendo el enfoque de Gregory y Hansen (1996); sus resultados sugieren que en la mayoría de los casos no hay evidencia de convergencia en presencia de cambio estructural y que las brechas de ingreso por habitante de los países estudiados *vis-à-vis* los Estados Unidos son consistentes con procesos de no convergencia.

La mayoría de estos estudios considera los modelos básicos del crecimiento económico aplicado para probar convergencia y los transforma en el marco de los modelos de integración y cointegración en panel. El concepto de convergencia comúnmente empleado es el de β -convergencia. Se dice que existe β -convergencia entre países o regiones si existe una relación negativa entre la tasa de crecimiento del ingreso *por habitante* y el valor inicial del ingreso *por habitante*, lo cual implica que los países más pobres crecen a un ritmo más acelerado que los países ricos (*cf.* Barro y Sala-i-Martin, 1992; Mankiw *et al.*, 1992; Quah, 1993; Barro y Xavier Sala-i Martin, 2004). En los años noventa diversos estudios analizaron la relación entre la tasa de crecimiento del ingreso *por habitante* y diferentes medidas de estándares de vida en secciones cruzadas para investigar el proceso de crecimiento. Esos estudios emplearon un modelo de la forma:

$$g_n = \alpha X_i + \beta y_{n0} + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde g_n es la tasa de crecimiento a nivel de país, y_{n0} es el valor de la variable a nivel de país en el comienzo del periodo de análisis, X_n incluye variables por país para controlar efectos específicos de cada uno de ellos y e_n es el término de perturbación. El valor inicial de la variable, y_{n0} 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 β -convergencia. En términos de la ecuación (1), una forma de probar la versión absoluta, o incondicional, de la convergencia consiste en excluir las variables de control específicas de cada país y verificar que el signo de β en la ecuación (1) sea negativo, mientras que una prueba de convergencia condicional se lleva a cabo incorporando las variables de control (Barro y Sala-i Martín, 2004). Sin embargo, distintos estudios critican esta forma de probar convergencia. Por ejemplo, Bernard y Durlauf (1996) afirman que una vez que este análisis se aplica a un conjunto de datos de países a través 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, 1996) sugiere que estas pruebas sobre la hipótesis de convergencia sufren de la falacia de Galton, es decir, que una vez que las tasas de crecimiento son función de los niveles 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 ignorado los patrones subyacentes de heterogeneidad en los datos al utilizar un modelo de regresión idéntico para todos los países en la muestra. Algunos usan variables *dummy* para AL o para el África Subsahariana con el fin de controlar las diferencias en el proceso de crecimiento de esos grupos de países. Sin embargo, esto no es suficiente para capturar los estadísticos de los grupos en el conjunto de datos. Al respecto, Bernard y Durlauf (1995) evalúan la posibilidad de convergencia utilizando el siguiente modelo:

$$y_{nt} = \alpha_n + \beta \bar{y} + \varepsilon_{nt} \quad (2)$$

donde y_{nt} es el ingreso por persona del país en cuestión, \bar{y} el ingreso por persona promedio entre los países, α_n es una constante que denota diferencias permanentes entre las economías (Cermeño y Llamosas, 2007). Si hay convergencia, las diferencias entre dos países tenderán a reducirse a través del tiempo, es decir, se requiere que $\alpha_n = 0$ 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 ma-

nera, el cumplimiento de la hipótesis de convergencia absoluta requiere que $\beta = 1$ y $\alpha_n = 0$. Si $\alpha_n \neq 0$ 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:

$$y_{nt} - \bar{y} = \varepsilon_{nt} \quad (3)$$

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

$$H_0 : y_{nt} - \bar{y} = I(1), \forall n = 1, \dots, N \quad (4)$$

Lo anterior se puede realizar a través de las pruebas de raíces unitarias. Esta versión de la prueba se conoce como la versión restringida. Según 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 raíces unitarias, por lo que proponen evaluar la hipótesis de convergencia de la siguiente manera:

$$H_0 : y_{nt} - \bar{y} = I(0), \forall n = 1, \dots, N \quad (5)$$

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. En lo que respecta a la versión irrestricta de la prueba, ésta no se supone *a priori* y se emplea el modelo (2) para estimar los parámetros α_n y β . Bajo 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. En este enfoque la hipótesis nula establece que no hay cointegración entre los ingresos por persona del país en cuestión 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 probar la hipótesis de convergencia entre dos países se puede extender para un modelo panel que comprenda un conjunto de países de la siguiente forma:

$$g_{nt} = y_{nt} - \bar{y} \quad (6)$$

donde y_{nt} es el ingreso por habitante del país n en el momento t , y \bar{y} es el ingreso promedio entre los países y 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, lo cual se puede realizar aplicando distintas pruebas de raíces unitarias en panel al conjunto de series resultante de la ecuación (5).

Metodología para probar convergencia en panel no-lineal: Modelos Autorregresivos Panel de Umbral (TAR)¹

De acuerdo con los modelos de crecimiento económico y las pruebas de convergencia en panel lineal, la metodología aquí aplicada utiliza los desarrollos de Beyaert y Camacho (2008) y las pruebas usadas por Evans y Karras (1996), quienes emplean la siguiente especificación con el fin de probar la hipótesis de convergencia con datos panel:

$$\Delta g_{n,t} = \delta_n + \rho_n g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i} \Delta g_{n,t-i} + \varepsilon_{n,t} \quad (7)$$

Con $n = 1$ y $t = 1, \dots, T$. Los subíndices n y t hacen referencia a las unidades y al tiempo, respectivamente, la variable g_{nt} se define como $g_{n,t} = y_{n,t} - \bar{y}_t$ donde $y_{n,t} = \ln(Y_{n,t})$ y Y_{nt} es el ingreso por habitante de la economía n en términos reales y $\bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N y_{n,t}$ es el promedio de sección cruzada del logaritmo natural del ingreso por habitante en el tiempo t . Si $\rho_n = 0$ en la ecuación (7), entonces las N economías consideradas en la muestra divergen, mientras que si se cumple $0 < -\rho_n < 1$ para todo n entonces existe convergencia. La convergencia es absoluta si $\delta_n = 0$ para todo n y, por el contrario, la convergencia es condicional si no se cumple esta condición.

Sin embargo, se reconoce que el proceso de convergencia no es un proceso uniforme, ciertas economías convergen únicamente si se cumplen determinadas circunstancias institucionales, políticas o económicas y, de no cumplirse,

¹ La metodología econométrica expuesta en este apartado se basa en buena medida en Beyaert y Camacho (2008). Una aplicación de la misma metodología para México se encuentra en Rodríguez, Mendoza y Venegas (2015).

habrá divergencia. Es decir, puede ser que se cumpla que $0 < -\rho_n < 1$ para todas las economías o regiones consideradas en la muestra bajo determinadas condiciones, pero que $\rho_n = 0$ en caso de que no estén presentes esas condiciones. Beyaert y Camacho (2008) consideran la posibilidad de que la convergencia tenga lugar a una tasa determinada bajo ciertas condiciones y que ocurra a otra tasa diferente si las condiciones son distintas. Esto es, puede ser que $0 < -\rho_n < 1$ se cumpla para todas las economías en la muestra pero que su valor específico difiera de acuerdo con las condiciones prevalecientes en el tiempo t . Según Beyaert y Camacho (2008), un modelo que represente tal conducta se puede especificar como:

$$\Delta g_{n,t} = \left[\delta_n^I + \rho_n^I g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i}^I \Delta g_{n,t-i} \right] I_{\{Z_{t-1} < \lambda\}} + \left[\delta_n^{II} + \rho_n^{II} g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i}^{II} \Delta g_{n,t-i} \right] I_{\{Z_{t-1} \geq \lambda\}} + \varepsilon_{n,t}, \quad (8)$$

Donde $I_{\{x\}}$ es una función indicador que toma el valor de 1 cuando x es verdadero y cero en los otros casos. De esta manera, la dinámica del PIB por habitante puede seguir uno de los dos regímenes posibles en el tiempo t , los cuales se denominan regímenes I y II, dependiendo de si $Z_{t-1} < \lambda$ o si $Z_{t-1} \geq \lambda$, respectivamente. Así, el parámetro λ representa un “umbral” y la ecuación (8) es propiamente un modelo autorregresivo de umbral (*threshold autoregressive*, TAR por sus siglas en inglés) de la clase de modelos introducidos primeramente por Tong (1978). A diferencia del modelo de Tong (1978), el propuesto por Beyaert y Camacho (2008) representa un avance en dos sentidos: primero, extiende el modelo uniecuacional a un modelo panel y, segundo, considera la posibilidad de que las series sean no estacionarias.

De acuerdo con el planteamiento de Beyaert y Camacho (2008), en el modelo (8) hay divergencia si $\rho_n^I = \rho_n^{II} = 0$ para toda n ; convergencia global si $0 < -\rho_n^i < 1$ para todo n e $i=I,II$; y convergencia parcial si $0 < -\rho_n^i < 1$ pero $\rho_n^i = 0$ para toda n e $i \neq j$. A la variable z en (8) se le conoce como variable de transición, la cual puede ser endógena o exógena; en el procedimiento de Beyaert y Camacho (2008) se estima endógenamente y es el criterio que seguimos aquí. Estos autores proponen estimar la variable de transición a partir de:

$$z_t = g_{m,t} - g_{m,t-d} \quad (9)$$

Para algún m y algún $0 < d \leq p$, donde m y d no se fijan a priori sino que también son determinados endógenamente. De esta forma z_t , puede ser

estacionaria si las economías convergen (todas ellas y para todo régimen) o no (para algún régimen o para ambos regímenes). En términos económicos, esto quiere decir que la transición de un régimen a otro se relaciona con la tasa de crecimiento de la economía j en los últimos d periodos.

Aunque es posible elegir p lo suficientemente grande para propiciar que $\varepsilon_{n,t}$ se distribuya como una normal con media cero y varianza igual a uno (ruido blanco) para cada n , no es posible excluir la posibilidad de correlación contemporánea entre las economías de sección cruzada del panel. Lo anterior es crucial en términos económicos, aunque los choques no estén correlacionados serialmente es probable que las economías convergentes se vean afectadas por los mismos choques. Con estos supuestos, la matriz de los errores, ε , no es diagonal y es muy probable que tenga la siguiente estructura:

$$V = \Omega \otimes I_T \quad (10)$$

Con $\Omega = [\sigma_{nm}]_{n,m=1,\dots,N}$ y $\sigma_{nm} = \text{cov}(\varepsilon_{n,t}, \varepsilon_{m,t})$ para todo t . Debido a que la estructura de matriz de Ω es desconocida, el modelo planteado en la ecuación (10) se estima a través del método de estimación de mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF). En el proceso de estimación se impone la restricción $0 < \pi_1 \leq P(z_{t-1} \leq \lambda) \leq 1 - \pi_1$ de tal forma que ningún régimen tiene lugar en menos de la fracción π_1 de la muestra total. Beyaert y Camacho establecen el valor de π_1 alrededor de 0.10 y 0.15; si π_1 disminuye por debajo de este límite se prefiere el modelo lineal.

Una vez que se ha estimado el modelo no-lineal de Beyaert y Camacho (ecuación (8)), es necesario probar su superioridad con respecto al modelo lineal de Evans y Karrans planteado en la ecuación (7). Si el modelo no-lineal es superior, el siguiente paso es probar convergencia en los coeficientes ρ de la ecuación (8); si se encuentra evidencia de convergencia, se procede a determinar si es absoluta o condicional a través de los coeficientes δ de dicha ecuación.

Desde el punto de vista de la linealidad, la hipótesis nula a probar es que el modelo (7) es el apropiado en lugar del modelo alternativo (ecuación (8)). El problema aquí es que bajo las pruebas estadísticas convencionales, la razón de verosimilitud, Wald, o las pruebas LM, no siguen la distribución estándar bajo la hipótesis nula debido a que algunos parámetros (denominados λ , m y d) no están identificados bajo la hipótesis nula pero sí bajo la hipótesis alternativa. Con el fin de superar este problema, Beyaert y Camacho (2008) sugieren realizar un procedimiento similar al propuesto por Hansen (1999) y por Caner y Hansen (2001) en el modelo TAR uniecuacional que consiste en obtener los valores críticos a través de simulaciones por *bootstrap*. El modelo

empleado por Beyaert y Camacho (2008) consiste precisamente en extender esta solución al modelo TAR con datos panel. De esta forma se busca probar la siguiente hipótesis:

$$H_{0,1} : \delta_n^I = \delta_n^{II}, \rho_n^I = \rho_n^{II}, \varphi_{i,n}^I = \varphi_{i,n}^{II}, \quad (11)$$

Para todo $n = 1, \dots, N$ y para todo $i = 1, \dots, p$ contra la alternativa de que no todos los coeficientes son iguales en ambos regímenes. Con tal fin, el modelo (7) se estima por FGLS y el modelo (8) por el método grid-FGLS. Posteriormente, para cada modelo se calcula el valor de la función de verosimilitud en el punto de estimación y obtenemos $L_{12} = -2\ln(L_1/L_2)$, donde L_1 es el valor de verosimilitud del modelo lineal de un régimen, ecuación (7) y L_2 es el valor de verosimilitud del modelo de dos regímenes, ecuación (8).

De esta forma, se rechaza la hipótesis nula de linealidad si L_{12} es relativamente grande. Los valores críticos para L_{12} se obtienen, de acuerdo con Beyaert y Camacho (2008), extendiendo la metodología de Caner y Hansen (2001), quienes emplean el procedimiento *bootstrapping* en el modelo uniecuacional, permitiendo la correlación contemporánea de sección cruzada de los errores descrita en la ecuación (10). En virtud de que no se conoce si las series poseen o no una raíz unitaria, se realizan dos conjuntos de simulación a través de *bootstrapping*. El primero de ellos se denomina simulación “*bootstrap* sin restricción” y se basa en la estimación no restringida del modelo lineal, especificado en (7), mientras que el segundo se denomina “*bootstrap* restringido”, el cual impone una raíz unitaria restringiendo $\rho_n = 0$ en la ecuación (7). A partir de estas simulaciones, la inferencia acerca de la linealidad se basa en el resultado más conservador, es decir, en el valor-p más alto del *bootstrapping*. Si se rechaza el modelo lineal, el resto del análisis se lleva a cabo con base en el modelo TAR, ecuación (8); en caso de que no sea posible rechazarlo, el análisis se lleva a cabo sobre la versión de *bootstrapping* del procedimiento de Evans-Karras propuesto por Beyaert (2006).

Si el modelo (8) es el apropiado, el siguiente paso consiste en probar convergencia contra divergencia, con la siguiente hipótesis nula:

$$H_{0,2} : \rho_n^I = \rho_n^{II} = 0 \quad \forall n \quad (12)$$

en la ecuación (8). Si no es posible rechazar la hipótesis planteada en la ecuación (12), entonces se concluye que hay divergencia en ambos regímenes. Las hipótesis alternativas de interés económico que se desprenden de la ecuación (12) son:

$$H_{A,2} : \rho_n^I < 0, \rho_n^{II} < 0, \forall n, \quad (13a)$$

$$H_{A,2} : \rho_n^I < 0, \rho_n^{II} = 0, \forall n, \quad (13b)$$

$$H_{A,2} : \rho_n^I = 0, \rho_n^{II} < 0, \forall n, \quad (13c)$$

Cuya interpretación es la siguiente: las alternativas (13b) y (13c) implican que la convergencia tiene lugar únicamente bajo el régimen I o bajo el régimen II, respectivamente. Beyaert y Camacho (2008) denominan “convergencia parcial” al caso en el que se rechaza la hipótesis nula en favor de alguna de estas dos hipótesis alternativas. Se debe notar que en el cumplimiento de la hipótesis, nula o alternativa, se asume que los coeficientes ρ satisfacen la misma propiedad para todas las economías en un tiempo específico, lo cual es consistente con la idea de que las series $g_{n,t}$ del panel son todas estacionarias de orden cero o uno; $I(0)$ o $I(1)$.

Con el objetivo de discriminar entre las tres hipótesis alternativas planteadas en la ecuación (13), Beyaert y Camacho (2008) sugieren el empleo de varios estadísticos, uno de ellos es una prueba de tipo Wald para probar la hipótesis alternativa $H_{A,2a}$, de convergencia global. El estadístico es:

$$R_2 = t_I^2 + t_{II}^2 \quad (15)$$

Donde t_I y t_{II} son estadísticos tipo t asociados con la estimación de ρ_n^I y ρ_n^{II} , respectivamente, en el modelo (8). Si $\hat{\rho}_n^i$ es el parámetro estimado a través de “grid-FGLS” de ρ_n^i para cada régimen, entonces el estadístico viene dado por $t_i = \hat{\rho}_n^i / S_{\rho_n^i}$, para $i=I, II$. Valores grandes de R_2 favorecen la hipótesis de convergencia. Para probar la hipótesis de convergencia parcial $H_{A,2b}$ se emplea el estadístico t_I , mientras que para probar la hipótesis de convergencia parcial $H_{A,2c}$ se utiliza el estadístico t_{II} . Estas dos últimas pruebas son del lado izquierdo. Si $t_I(t_{II})$ es pequeño y $t_{II}(t_I)$ no, los datos favorecen la hipótesis de convergencia bajo el régimen $I(II)$ y divergencia bajo los regímenes $II(I)$. En ambos casos, los valores de probabilidad apropiados se obtienen a través de simulaciones *bootstrap*.

Por último, para concluir el análisis de la convergencia es necesario discriminar entre convergencia absoluta y convergencia condicional. En términos del modelo (8), bajo la hipótesis de que $\rho_n^i < 0, \forall n$ y $\forall i$, hay convergencia absoluta si $\delta_n^i = 0, \forall n$ y $\forall i$. Por el contrario, si el proceso de convergencia

tiene lugar en sólo uno de los regímenes, por ejemplo en el régimen I , entonces habrá convergencia absoluta en este régimen si $\delta_n^i = 0, \forall n$. Beyaert y Camacho (2008) mencionan la posibilidad de que en el modelo de dos regímenes ocurra el caso interesante de que haya evidencia de convergencia global, es decir, si $\rho_n^i < 0$ para todo n e i , pero que $\delta_n^i = 0$ en sólo un régimen; en este caso se dice que hay convergencia absoluta en un régimen y convergencia condicional en el otro. Los estadísticos propuestos por Beyaert y Camacho se basan en el método de estimación “grid-FGLS” del modelo (8). De manera análoga a los otros casos, los estadísticos propuestos para probar estas hipótesis son extensiones del modelo TAR univariado propuesto por Evans y Karrans (1996) para el caso lineal. Los estadísticos t vienen dados por $t(\widehat{\delta}_n^i) = \widehat{\delta}_n^i / S_{\widehat{\delta}_n^i}$ con $i = I, II$, y $n = 1, \dots, N$, asociados con los valores estimados de los términos constantes. Los cuales vienen dados por:

$$\Phi_a = \frac{1}{2N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N \left[t(\widehat{\delta}_n^I) \right]^2 + \sum_{n=1}^N \left[t(\widehat{\delta}_n^{II}) \right]^2 \right\}$$

$$\Phi_b = \frac{1}{N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N \left[t(\widehat{\delta}_n^I) \right]^2 \right\} \quad \text{y} \quad \Phi_c = \frac{1}{N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N \left[t(\widehat{\delta}_n^{II}) \right]^2 \right\}$$

Beyaert y Camacho (2008) argumentan que debido al carácter endógeno de la variable de transición, los valores p del método *bootstrap* se obtienen de ajustar el modelo lineal a los datos observados. Las reglas de decisión son las siguientes:

1. Si se rechaza $H_{0,2}$ en favor de $H_{A,2a}$ y además ocurre alguno de los siguientes tres casos:
 - 1.1 Φ_a es lo suficientemente grande, entonces hay convergencia condicional en ambos regímenes.
 - 1.2 Φ_b es lo suficientemente grande pero Φ_c no, entonces hay evidencia de convergencia condicional en el régimen I y convergencia absoluta en el régimen II.
 - 1.3 Φ_c es lo suficientemente grande y Φ_b no lo es, la convergencia condicional se encuentra presente en el régimen II y la convergencia absoluta tiene lugar en el régimen I.

2. O bien, si $H_{0,2}$ se rechaza en favor de $H_{A,2b}$ ($H_{A,2c}$) y si ocurre que:
 - 2.1 $\Phi_{b(c)}$ es lo suficientemente grande, la convergencia condicional está presente en el régimen I (II).
 - 2.2 $\Phi_{b(c)}$ no es lo suficientemente grande, la convergencia absoluta ocurre en el régimen I (II).

RESULTADOS

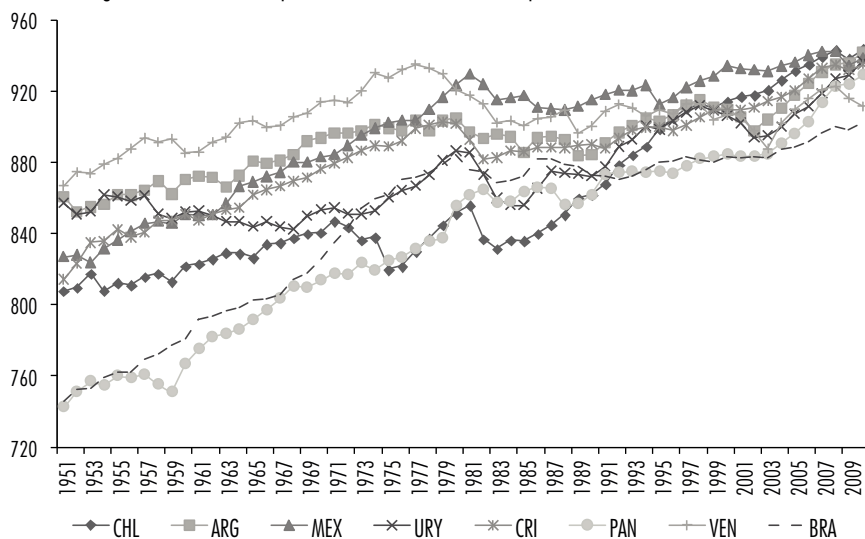
En esta parte se presentan los resultados de aplicar la metodología de Beyaert y Camacho (2008) al PIB por habitante para el conjunto de 17 países de AL en el periodo 1950-2010. El procedimiento que seguimos es equivalente al sugerido por Beyaert y Camacho (2008), en el cual se considera *a priori* un subconjunto de regiones o de países con niveles de ingreso por habitante homogéneos y que se considera que puedan converger y progresivamente se añaden más países y se replican las pruebas en forma sucesiva; a partir de esta consideración, aplicamos la prueba inicialmente a un subconjunto de países.

Con el fin de identificar cuáles países o regiones debían incluirse en el primer grupo sometido a prueba, ubicamos inicialmente a los países de la región que pueden ser clasificados como de alto ingreso por habitante a través del criterio de agrupar a los países que se encuentran por encima del PIB por habitante promedio de la región del año 2010. Estos países son: Argentina, Brasil, Chile, Costa Rica, México, Panamá, Uruguay y Venezuela. Los datos son anuales y se incorporan en las pruebas en logaritmos naturales multiplicados por 100. Los datos del PIB por habitante en logaritmos naturales para el periodo de estudio de los ocho países seleccionados de acuerdo con este criterio se presentan en la gráfica 1. La evolución del PIB por habitante del conjunto de estos países muestra una ligera tendencia a converger en los últimos años con excepción de Brasil, el cual muestra una ligera tendencia a apartarse, principalmente en los últimos años de la muestra.

Los resultados de las pruebas efectuadas con este grupo denominado de “más alto” ingreso por habitante se presentan en el cuadro 1. En el primer panel 1(a), se presentan los resultados de las pruebas del modelo lineal, es decir, los resultados de aplicar la prueba de Evans y Karras (1996) modificada con *bootstrapping*,² mientras que en el segundo panel, 1(b), se presentan los

² En todos los casos el *bootstrapping* se realizó con 1,000 repeticiones.

Gráfica 1. Logaritmo natural del PIB por habitante anual de los ocho países de América Latina más ricos



Fuente: elaboración propia con datos de Penn World Tables Versión 7.1.

Cuadro 1. Resultados de las pruebas con los países (8) de América Latina de “más alto” ingreso

<i>1(a) El modelo lineal</i>					
<i>Divergencia vs. convergencia</i>			<i>Convergencia absoluta vs. condicional</i>		
0.1250			--		
Divergencia			NA		
<i>1(b) Modelo TAR</i>					
<i>Pruebas de linealidad</i>		<i>Entidad de transición</i>	<i>d</i>	<i>λ</i>	<i>Porcentaje de obs. en el Régimen I</i>
<i>Irrestringido</i>	<i>Restringido</i>	Venezuela	1	1.9	71.4
0.9999	0.9999				
<i>Pruebas de Convergencia</i>					
<i>Divergencia vs. convergencia</i>			<i>Convergencia absoluta vs. condicional</i>		
<i>Régimen I</i>	<i>Régimen II</i>	<i>Ambos</i>	<i>Régimen I</i>	<i>Régimen II</i>	<i>Ambos</i>
0.2480	0.0530	0.1130	--	--	--
NA			NA		

Nota: No Aplica (NA).

Fuente: elaboración propia con datos de Penn World Tables Versión 7.1.

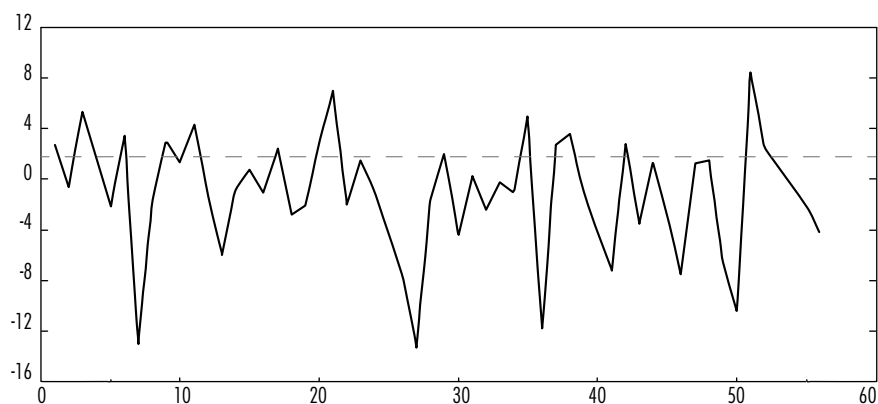
resultados del modelo TAR planteado en la ecuación 8. Contrariamente a lo que se esperaba, los resultados del modelo lineal no permiten rechazar la hipótesis nula de divergencia con un valor-p de 0.1250, por lo que en este caso la prueba de convergencia absoluta contra convergencia condicional en el modelo lineal no aplica. En cuanto a los resultados del modelo TAR, las pruebas de linealidad efectuadas no permiten rechazar la hipótesis nula de que el modelo lineal es el correcto en virtud de que ambas pruebas, la del modelo irrestricto como la del no restringido, coinciden con este resultado con valores-p de 0.9999 en ambos casos.

Los periodos correspondientes a cada Régimen, así como la posición de la variable de transición se pueden ver en la gráfica 2, en la cual se aprecia claramente un predominio del Régimen I.

De esta manera, el grupo de “más alto” nivel de PIB por habitante de la región, conformado por Argentina, Brasil, Chile, Costa Rica, México, Panamá, Uruguay y Venezuela no mostró una trayectoria estacionaria estable o constante en algunos periodos de la muestra objeto de estudio.

Adicionalmente, como una cuestión interesante, efectuamos el análisis previo a la totalidad de los países de AL. La evolución del PIB por habitante para este grupo de países se muestra en la gráfica 3, en la cual como se puede apreciar no hay una tendencia clara a converger entre la totalidad de los países de la región considerados. Los resultados de las pruebas efectuadas a la totalidad de los países de AL se presentan en el cuadro 2. De acuerdo con los resultados del modelo lineal aplicados a los países de la región considerados, no fue posible rechazar la hipótesis nula de divergencia en el grupo en cuestión al nivel de significancia del 5%, pero sí al 10%. No obstante, de forma similar a los criterios tomados de Beyaert y Camacho (2008), se utiliza la opción de mantener en el análisis el nivel de significancia más conservador. De igual manera que el grupo conformado por los países de “más alto ingreso”, las pruebas de linealidad efectuadas sobre el modelo TAR revelan que el modelo lineal es superior al modelo no-lineal, por lo que el resto de las pruebas bajo el modelo lineal no aplica para este grupo. De este modo, los resultados encontrados para los países de AL cuestionan los resultados de estudios previos a través de pruebas lineales, los cuales sostienen que en la región hay evidencia de algún tipo de convergencia, absoluta o condicional, en virtud de que las pruebas efectuadas a través del modelo de Evans y Karras (1996) con *bootstrapping* revelan que lejos de que exista un proceso de convergencia más bien hay indicios de divergencia para la totalidad de países en el horizonte de tiempo considerado.

Gráfica 2. Variable de Umbral: Colombia ($d = 2$) para el grupo de los de “más alto” nivel de ingreso



Fuente: elaboración propia con datos de Penn World Tables Versión 7.1.

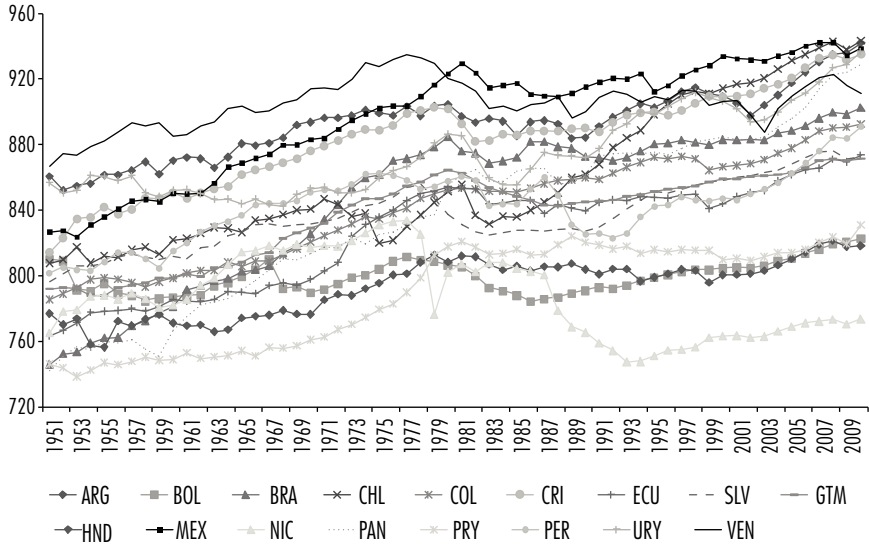
Cuadro 2. Resultados de las pruebas de todos los países de América Latina

2(a) El modelo lineal					
<i>Divergencia vs. convergencia</i>			<i>Convergencia absoluta vs. condicional</i>		
0.0640			0.6720		
Divergencia			NA		
2(b) Modelo TAR					
<i>Pruebas de linealidad</i>		<i>País de transición</i>	<i>d</i>	<i>λ</i>	<i>Porcentaje de obs. en el Régimen I</i>
<i>Irrestringido</i>	<i>Restringido</i>	México	2	6.2	83.9
0.9999	0.9999				
Pruebas de Convergencia					
<i>Divergencia vs. convergencia</i>			<i>Convergencia absoluta vs. condicional</i>		
<i>Régimen I</i>	<i>Régimen II</i>	<i>Ambos</i>	<i>Régimen I</i>	<i>Régimen II</i>	<i>Ambos</i>
0.0110	0.0980	0.0110	0.2690	0.4040	0.2890
	NA			NA	

Nota: No Aplica (NA).

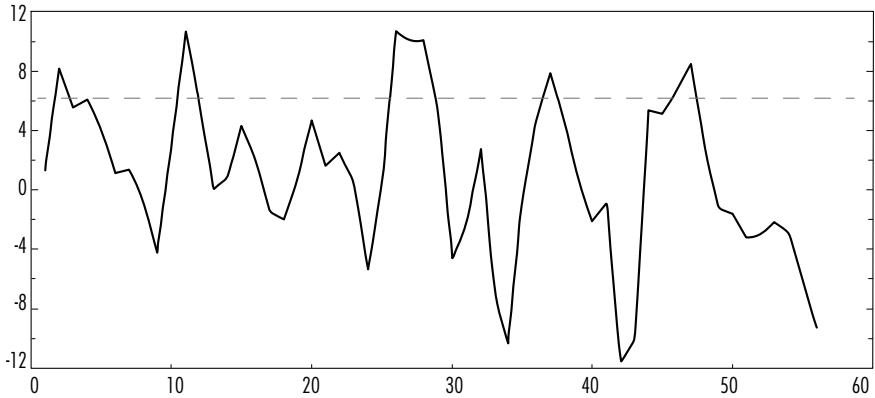
Fuente: elaboración propia con datos de Penn World Tables Versión 7.1.

Gráfica 3. Logaritmo natural del PIB por habitante anual de los (17) países de América Latina: 1951-2010 (multiplicado por 100)



Fuente: elaboración propia con datos de Penn World Tables Versión 7.1.

Gráfica 4. Variable de Umbral: México ($d = 2$) para todos los países de América Latina



Fuente: elaboración propia con datos de Penn World Tables Versión 7.1.

CONCLUSIONES

En este trabajo hemos analizado la hipótesis de convergencia del PIB por habitante para una muestra de países de AL en el periodo 1950-2010 a través de distintos métodos lineales y no-lineales de estimación de datos en panel, metodología propuesta por Beyaert y Camacho (2008).

A diferencia de las especificaciones lineales de los modelos comúnmente utilizados para probar convergencia, la metodología empleada aquí es una modificación del método de Evans y Karras (1996) con simulación *bootstrapping*, lo cual lo hace más robusto y confiable. El modelo no-lineal empleado en este trabajo pertenece a la clase de modelos TAR con dos regímenes y no sólo permite extender el modelo TAR a los modelos panel, sino que también añade a la no-linealidad la posibilidad de que no sea estacionario, lo cual es atribuible a la presencia de una raíz unitaria en las series del panel considerado. Esta propiedad es la que hace relevante a la metodología de análisis aquí utilizada para probar convergencia o divergencia en un grupo de regiones o países, dado que, como es sabido, si las diferencias del PIB por habitante de un grupo de países con respecto a la economía líder —que en este enfoque es el promedio por sección cruzada del grupo— son estacionarias, entonces las economías consideradas convergen; en caso contrario divergen, es decir, si poseen raíces unitarias. Al aplicar esta metodología al estudio del conjunto de países de AL con “más alto” nivel de ingreso por habitante encontramos, en términos generales, que las pruebas lineales no detectan algún tipo de convergencia en el grupo analizado. De esta manera, la prueba no identificó un grupo líder de países con el ingreso por habitante alto que convergiera dentro de la región. Un resultado similar se encontró para la totalidad de los países de la región considerados en nuestro análisis.

A grandes rasgos, en los dos grupos considerados encontramos evidencia de divergencia en el modelo lineal de la prueba, que consiste en la prueba de Evans y Karras (1996) aumentada con *bootstrapping*, ya que en ambos casos las pruebas de linealidad sugieren que el modelo lineal es superior al modelo no-lineal. Al no encontrar evidencia de convergencia para el grupo con los ingresos “más altos” de la región, no se detectó algún posible grupo de países cuyo promedio pudiera fungir como la economía líder y, de esta forma, tampoco se pudo determinar si el resto de los países son seguidores de este promedio considerado como la “economía líder” de la región.

Estos resultados son relevantes, pues cuestionan la evidencia reportada en otros estudios efectuados para el caso de AL que han encontrado evidencia de convergencia condicional. Las pruebas que efectuamos mediante el modelo de

Evans y Karras (1996), modificadas con *bootstrapping*, más bien documentan que existe un proceso de divergencia tanto para el grupo de ingresos “más altos” como para el de la totalidad de los países de la región. De esta forma, no encontramos evidencia de convergencia absoluta ni condicional en ambos grupos de países de AL ni en subperiodos del intervalo de tiempo aquí estudiado. Esto último también cuestiona la posibilidad de la existencia de clubes de convergencia entre países de AL, a diferencia de la evidencia encontrada para otras regiones, como en el caso de los países que conforman la zona del euro.

BIBLIOGRAFÍA

- Amable, Bruno y Michel Juillard (2000), “The Historical Process of Convergence” (consultado el 7 mayo de 2014), disponible en <<http://pythie.cepremap.ens.fr/~amable/convergence.pdf>>
- Astorga, Pablo (2010), “A Century of Economic Growth in Latin America”, en *Journal of Development Economics*, 92, pp. 232-243.
- Barboni, Giorgia y Tania Treibich (2010), “On the Latin American Growth Paradox: a Hindsight into the Golden Age”, *Working Paper*, Observatoire Français des Conjonctures Économiques (OFCE).
- Barro, Robert y Xavier Sala-i-Martin (1992), “Convergence”, en *Journal of Political Economy*, 100, pp. 223-51.
- _____ y Xavier Sala-i Martin (2004), *Economic Growth*, 2a. edición, Cambridge, MA, The MIT Press.
- Bernard, Andrew y Steven Durlauf (1995), “Convergence in International Output”, en *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, núm. 2, pp. 97-108.
- Beyaert, Arielle (2006), “Convergence des revenus au sein de l’Union Européenne: une évaluation économétrique”, en Henri Capron (ed.), *Politique Régionale Européenne: Convergence et Dynamique d’innovation*, Bruselas, Editions De Boeck Université, cap. 2.
- _____ y Máximo Camacho (2008), “TAR Panel Unit Root Tests and Real Convergence”, en *Review of Development Economics*, 12, pp. 668-681.
- Camarero, Mariam, Renato Flôres y Cecilio Tamarit (2002), “Multivariate Time Series Evidence of International Output Convergence in Mercosur”, en *Computing in Economics and Finance*, núm. 87.
- Caner, Mehmet y Bruce Hansen (2001), “Threshold Autoregression with a Unit Root”, en *Econometrica*, 69, pp. 1555-1596.

- Cermeño, Rodolfo e Irving Llamosas (2007), “Convergencia del PIB por habitante de 6 países emergentes con Estados Unidos: un análisis de cointegración”, en *EconoQuantum*, vol. 4, núm. 1, pp. 59-84.
- Cheung, Yin-Wong y Antonio García-Pascual (2004), “Testing for Output Convergence: a Re-examination”, en *Oxford Economic Papers*, vol. 56, núm. 1, pp. 45-63.
- Durlauf, Steven (2000), “Econometric Analysis and the Study of Economic growth: a Skeptical Perspective,” *Working Papers* 10, Wisconsin Madison-Social Systems.
- Easterly, William, Norbert Fiess y Daniel Lederman (2003), “NAFTA and Convergence in North America: High Expectations, Big Events, Little Time”, en *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, Diego (2011), “Testing for Stochastic and B-Convergence in Latin American Countries”, en *Applied Econometrics and International Development*, vol. 11-2, pp. 123-138.
- Evans, Paul y Georgios Karras (1996), “Convergence Revisited”, en *Journal of Monetary Economics*, 37, pp. 249-265.
- Furtado, Celso ([1969] 2007), *A economía latino-americana*, São Paulo, Companhia Editora Nacional.
- Gregory, Allan y Bruce E. Hansen (1996), “Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts”, en *Journal of Econometrics*, vol. 70, núm. 1, pp. 99-126.
- Hansen, Bruce (1999), “Testing for Linearity”, en *Journal of Economic Surveys*, 13, pp. 551-76.
- Holmes, Mark (2006), “Regime-Dependent output Convergence in Latin America”, en *Estudios de Economía*, vol. 33, 1, junio, pp. 65-81.
- Linden, Mikael (2000), “Testing Growth Convergence with Times Series Data- a Non-Parametric Approach”, en *International Review of Applied Economics*, vol. 14, núm. 3, pp. 361-370.
- Mankiw, N. Gregory, David H. Romer y David N. Weil (1992), “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, en *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp. 407- 437.
- Martín-Mayoral, Fernando (2008), “Evolución de las disparidades espaciales en América Latina. 1950-2008”, en *Principios, Estudios de Economía Política*, 11, pp. 25-44.

- Quah, Danny T. (1993), “Galton’s Fallacy and the Convergence Hypothesis”, en *Scandinavian Journal of Economics*, 95, pp. 427-443.
- _____ (1996), “Convergence Empirics across Economies with (some) Capital Mobility”, en *Journal of Economic Growth*, 1 (1), pp. 95-124.
- Rodríguez, Domingo, Ignacio Perrotini Hernández y Francisco Venegas-Martínez (2012), “La hipótesis de convergencia en América Latina: Un análisis de cointegración en panel”, en *EconoQuantum*, vol. 9, núm. 2, pp. 99-102.
- _____ Miguel Ángel Mendoza y Francisco Venegas-Martínez (2015), “¿Realmente existe convergencia regional en México? Un modelo no lineal de datos panel TAR”, en *Economía, Sociedad y Territorio*, vol. 15, núm. 47.
- Solimano, Antonio y Raimundo 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.
- Tong, Howell (1978), “On a Threshold Model”, en C. Chen (ed.), *Pattern Recognition and SignalProcessing*, Amsterdam, Sijhoff and Noordhoff.

ANEXO: INDICADOR Y FUENTE EMPLEADOS

La base de datos empleada en este trabajo son las series del PIB per cápita a precios constantes de 2005 de los países considerados de AL para el periodo 1950-2010, serie con la clave “rgdpl”, de Penn World Table Version 7.1: Alan Heston, Robert Summers and Bettina Aten, Penn World Table Version 7.1, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, Julio 2012. Disponible en https://pwt.sas.upenn.edu/php_site/pwt71/pwt71_form.php.