



Investigación económica

ISSN: 0185-1667

UNAM, Facultad de Economía

Osorio Caballero, María Isabel
¿Es procíclica la convergencia del crecimiento económico de América Latina?
Investigación económica, vol. LXXVIII, núm. 307, Enero-Marzo, 2019, pp. 33-53
UNAM, Facultad de Economía

DOI: 10.22201/fe.01851667p.2019.307.68446

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=60160348002>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

¿ES PROCÍCLICA LA CONVERGENCIA DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO DE AMÉRICA LATINA?

María Isabel Osorio Caballero

Facultad de Economía de la UNAM (México)

Correo electrónico: isabel.osorio@economia.unam.mx

Recibido el 30 de mayo de 2018. Aceptado el 27 de septiembre de 2018.

Just how countries achieve membership in the convergence club, and on what basis they are sometimes ejected is a difficult question to answer.
Baumol y Wolff (1988, p. 1159).

RESUMEN

Este trabajo examina la hipótesis de convergencia condicional del producto interno bruto (PIB) per cápita estableciendo una vinculación positiva con la tasa de crecimiento de un panel de 18 países de América Latina durante 1990-2015. Se emplea un análisis de β -convergencia, σ -convergencia y γ -convergencia. Además, para identificar la heterogeneidad espacial se analizan las relaciones entre unidades territoriales vecinas y el nivel de producto empleando el estadístico I de Moran. En general, todos los indicadores muestran la existencia de una senda de convergencia regional, con elevada β -convergencia condicional, una reducción en la dispersión de los ingresos per cápita y una menor movilidad en el ranking de la posición de los países.

Palabras clave: crecimiento económico, convergencia regional, economía espacial, América Latina.

Clasificación JEL: O54, O47, R12.

ABSTRACT

This paper looks at the hypothesis of conditional convergence of Gross Domestic Product (GDP) per capita for a set of eighteen Latin American countries establishing a positive link with the growth rate of those economies. To that purpose, β -convergence, σ -convergence and γ -convergence analyses are conducted. Furthermore, with the aim of identifying spatial heterogeneity the relationship among neighbor territorial units and product levels are studied applying the I Moran statistics. By and large, a regional convergence path with high conditional β -convergence, a lower dispersion of per capita incomes and a lesser mobility of countries along the ranking are shown to exist.

Key words: Economic growth, regional convergence, spatial effects, Latin America.

JEL Classification: O54, O47, R12.

1. INTRODUCCIÓN

América Latina adoptó las prescripciones de política económica del Consenso de Washington (*cf.* Williamson, 1990) en la década de los noventa con el objetivo de recuperar el crecimiento económico después de la crisis de deuda externa de 1982. Sin embargo, los resultados no fueron encomiables en relación con el crecimiento económico, la disminución de la pobreza y la redistribución del ingreso. Sea como fuere, se configuró un nuevo modelo económico en la región basado en la apertura económica al exterior, la promoción de una mayor competencia en los mercados nacionales, el impulso a la eficiencia productiva por parte de las empresas y reformas estructurales.

Dada la relevancia de estos cambios estructurales en América Latina, nos proponemos identificar la existencia de convergencia en el crecimiento económico de la región durante 1990-2015. Los conceptos tradicionales de convergencia son: convergencia absoluta y convergencia condicional, con un tipo de efectos denominados “convergencia de clubes” (Baumol, 1986; Barro y Sala-i-Martin, 2003). La convergencia absoluta ocurre cuando las economías que se comparan sólo difieren en sus cantidades

de capital per cápita iniciales y convergen a un acervo de capital final similar, o a un estado estacionario. En este caso, dada la similitud en el resto de los factores determinantes del crecimiento del capital por trabajador (tasa de crecimiento de la población, tasa de ahorro y tasa de amortización del capital), el modelo de Solow-Swan predice que los países con un menor nivel de capital inicial experimentarán una tasa de crecimiento del capital per cápita mayor durante la transición hacia un estado estacionario común, la denominada “hipótesis de convergencia”.

La existencia de tendencias hacia la convergencia o divergencia entre distintos países tiene implicaciones relevantes en el ámbito internacional: ¿hay una tendencia hacia un crecimiento de los países pobres más rápido que el de los ricos y, por consiguiente, hacia la convergencia entre sus estándares de vida?

En este artículo partimos del supuesto de que el determinante del crecimiento del ingreso per cápita es el capital per cápita. Así, la dinámica de estas dos variables coincide. Estamos ante la convergencia absoluta. No obstante, en este modelo de crecimiento, las condiciones son muy rígidas, pues los países suelen diferir no sólo en el estado estacionario que alcanzan en largo plazo (niveles de capital e ingreso medio per cápita), sino también en los demás determinantes del crecimiento, a saber, crecimiento de la población, participación del capital (físico y humano) en la producción nacional, tasa de ahorro, progreso tecnológico, tasa de depreciación del capital. En este sentido, el proceso de transición hacia el estado estacionario también difiere, cada país muestra una particular velocidad de convergencia hacia esa posición. Sin embargo, aún es posible hablar de convergencia condicional en el sentido de que la tasa de crecimiento de una economía está directamente relacionada con la distancia a la que se sitúa respecto del estado estacionario, es decir, de su tamaño relativo del capital per cápita inicial.

En términos empíricos es relevante estudiar la existencia de convergencia entre los países con estructura económica similar, dado que el estudio de economías con estructuras diferentes puede dar lugar a resultados de divergencia. El análisis aplicado se ha centrado en el estudio de países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE), de la Unión Europea o Japón, encontrando evidencia de convergencia condicional (convergencia de clubes) entre economías que transitan hacia estados estacionarios similares (Barro, 1991; Helpman, 2004).

Aquí analizamos los factores determinantes del proceso de convergencia económica en América Latina durante 1990-2015. Calculamos los indicadores de β -convergencia, σ -convergencia y γ -convergencia, así como el I de Moran como medida de autocorrelación espacial. Consideramos una muestra de 18 países: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay y Venezuela, cuyo producto interno bruto (PIB) combinado representa alrededor del 95% del total de América Latina. Aunque los países difieren entre sí en algunas variables macroeconómicas relevantes, la pertenencia a un área geográfica común con una historia económica reciente bastante similar asegura un cierto grado de homogeneidad y racionalidad en el análisis de la convergencia, posibilitando la aplicación de técnicas estándar de análisis (Martín-Mayoral, 2010).

El artículo se compone de una revisión del estado del arte, la metodología, el análisis de convergencia y las conclusiones.

2. BREVE REVISIÓN DE LA BIBLIOGRAFÍA

Una preocupación primordial de la teoría del crecimiento y del desarrollo económico ha sido la de saber si las diferencias en niveles de bienestar y riqueza entre las economías tienden a disminuir (convergencia) o, por el contrario, a aumentar (divergencia). La investigación empírica consiste en parte en una regresión que linealiza las ecuaciones de crecimiento del consumo (regla de Ramsey) y del acervo de capital, mostrando así el crecimiento explicado por las variaciones del PIB. Barro y Sala-i-Martin (2003) realizaron varios ejercicios econométricos con información del PIB per cápita de Estados Unidos para el periodo 1880-1990, cuyos resultados han servido de referencia para otras investigaciones.

El análisis de Barro (1991) consiste en una regresión del crecimiento del PIB per cápita para una sección transversal de diversas economías. Sala-i-Martin (1995, 1997 y 2002) predice que la tasa de crecimiento de una economía mantiene una relación inversa con la distancia que la separa de su propio estado estacionario; sólo en el caso de que todas las economías se aproximen al mismo estado estacionario, esta predicción equivale a la de que las economías pobres crecerán a tasas más altas que las economías ricas.

Dollar (2001), a su vez, concluye que la globalización ha acelerado las tasas de crecimiento: entre mediados del siglo XIX y las cuatro décadas finales del siglo XX se pasó de una tasa de crecimiento del 1% a otra del 3.5% promedio anual. Estas altas tasas de crecimiento sostenidas durante décadas han ampliado los mercados para todos los países de la comunidad internacional. Asimismo, algunos países en desarrollo que han adoptado la liberalización comercial experimentaron una aceleración del crecimiento, pasando de una tasa anual del 1.4% en la década de 1960 a otra del 5% en la década de 1990. Por lo tanto, su nivel de ingreso ha convergido hacia el de los países avanzados (Dollar, 2001; Lindert y Williamson, 2003).

Así, la apertura comercial (Frankel y Romer, 1999) y la inversión extranjera directa (IED) [Dollar y Kraay, 2001] en algunos países en desarrollo, están positivamente correlacionadas con el crecimiento de largo plazo. Sin embargo, en América Latina la evidencia no es concluyente. Con base en regresiones de corte transversal, Madariaga, Montout y Ollivaud (2003) encuentran evidencia de β -convergencia condicional en el Mercosur (1985-2000), así como un incremento en la dispersión del ingreso per cápita y una desaceleración de la β -convergencia en el Mercosur a partir de 1991. Helliwell y Chung (1992) y Rincón Piedrahita (1998), encuentran β -convergencia condicional mediante una regresión de corte transversal de 18 países de América Latina (1960-1985).

Cáceres y Nuñez Sandoval (1999) encuentran σ -divergencia mediante pruebas de raíces unitarias aplicadas a diecisiete países de América Latina. Dobson y Ramlogan (2002) concluyen β -divergencia (absoluta y condicional) con una regresión de corte transversal, datos de panel y efectos fijos en 19 países de América Latina en el periodo 1960-1997; en un análisis posterior Dobson, Goddard y Ramlogan (2003) encontraron convergencia parcial. Por otra parte, en México las desigualdades regionales no son menos pronunciadas, se observa asimismo un patrón configurado por una fase de convergencia seguida de otra de disparidades crecientes. Esquivel (1999) identifica dos fases, la primera (1940 a 1960) de convergencia regional acelerada y la segunda (1960 a 1995) caracterizada por una reversión de la convergencia. La mayoría de los analistas coinciden en que la fase de polarización comenzó en la década de 1980. Juan-Ramón y Rivera-Batiz (1996), Messmacher (2000), Arroyo García (2001), Chiquiar (2002) y Cabral y Varella Mollick (2012) encuentran

tasas positivas de convergencia absoluta entre las regiones mexicanas, las regiones del norte de México aceleran la convergencia a un ritmo mucho menor que las del centro y las del sur.

En el caso de Bolivia, Morales *et al.* (2000) y Urquiola *et al.* (1999) encuentran divergencia regional en el periodo 1976-1992. Y para el caso de Chile, Aroca y Claps (1997) y Anríquez y Fuentes (2001) constatan convergencia regional en el producto per cápita durante 1960-1996 y 1987-1994 respectivamente. Morandé, Soto y Pincheira (1997) identifican tres clubes de convergencia. Cárdenas y Pontón (1995) y Cárdenas y Escobar (1995) hallaron evidencia de β -convergencia igual a 4.22% en el periodo 1950-1989 en Colombia, concluyen que ha habido un proceso exitoso de convergencia regional.

Los factores determinantes de la convergencia son diversos. Las regiones divergentes hacia arriba tienen mayor dotación de recursos humanos, servicios, mejores instituciones y mayor inversión pública en infraestructura (Cuadrado Roura, 2001; Tondl, 1999; Esquivel, 1999), apoyo a regiones con potencial turístico y programas de fomento industrial (Démurger *et al.*, 2002; Cuadrado Roura, 1998), la estructura productiva, dado que las regiones industriales crecen más que las agrícolas (Tondl, 1999; Garrido Yserte, 2002).

La cuestión central que analizamos en este artículo consiste en determinar si la convergencia es procíclica al crecimiento económico. En este sentido, Adjemian, Glachant, y Vellutini (2000) y Petrakos, Rodríguez-Pose y Rovolis (2003) concluyen que la convergencia aumenta en periodos de expansión y disminuye con la recesión. A continuación analizaremos si durante la época de auge económico que experimentó América Latina tuvo lugar en paralelo un proceso de convergencia económica.

3. METODOLOGÍA

Siguiendo a Baumol (1986), Romer (1987), Barro (1991) y Mankiw, Romer y Weil (1992), estimamos los coeficientes de β -convergencia condicional si el coeficiente inicial del PIB per cápita es estadísticamente significativo y negativo. Friedman (1992) afirma que la metodología de Barro (1991) es susceptible de producir estimaciones sesgadas de β -convergencia y que puede obtenerse una estimación objetiva en la tendencia del coeficiente de variación del PIB per cápita.

Quah (1995), a la vez que critica el modelo de convergencia propuesto por Barro y Sala-i-Martin (1995), afirma que el resultado frecuente de 2% en el coeficiente β -convergencia puede ser consecuencia de un comportamiento peculiar de algunas series de tiempo más que la verdadera expresión de un proceso de convergencia. Asimismo, sostiene que los resultados obtenidos para los cálculos de convergencia β y σ son reveladores de las tendencias promedio de las muestras, pero poco informativos acerca del comportamiento del conjunto. La alternativa que Quah propone es la utilización de una función de probabilidad dinámica denominada “Kernel estocástico” que permitirá conocer la evolución a través del tiempo de la distribución de ingresos y caracterizarla dentro de los patrones típicos antes mencionados. Sala-i-Martin (1995) y Quah (1993) concluyen que σ -convergencia es condición suficiente pero no necesaria de β -convergencia, lo que a su vez implica que la ausencia de σ -convergencia no significa la ausencia de β -convergencia. Quah (1993) propone un método que pueda capturar toda la dinámica de la evolución de las distribuciones a través de los países del PIB per cápita.

En efecto, un determinado coeficiente de convergencia puede ser consistente con muy diferentes dinámicas de las distribuciones, bien sea de alta movilidad, de persistencia o de polarización. Por esta razón, la convergencia debería ser analizada principalmente a través de técnicas que permitan entender y caracterizar estas posibles dinámicas de las estructuras de distribución para poder así responder con precisión la pregunta de si los países pobres están o no alcanzando a los ricos.

La información estadística que utilizamos procede de los *Indicadores del Desarrollo Mundial* del Banco Mundial y de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) para las variables macroeconómicas del modelo, Kaufmann, Kraay y Mastruzzi (2010) para las instituciones (véase el cuadro 1).

4. ANÁLISIS DE CONVERGENCIA

4.1. β -convergencia

Se considera la existencia de β -convergencia cuando durante un periodo de tiempo determinado los países más pobres, con menor dotación de capital inicial, experimentan un crecimiento de los ingresos per cápita

superior al del resto de la muestra (Barro y Sala-i-Martin, 1992 y 1995). Empíricamente, la ecuación de crecimiento es la siguiente:

$$\dot{y}_{it} = \alpha + \beta y_{i0} + \mathbf{X}_{it} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

donde \dot{y}_{it} es la tasa de crecimiento del PIB real per cápita para el país i , α representa la constante, y_{i0} es el nivel inicial del producto per cápita, \mathbf{X}_{it} es el vector de las variables de control, η_i es el efecto país, δ_t es el efecto temporal y ε_{it} el término de error. Estos efectos no están condicionados a que se observe un $\beta < 0$.

Los resultados mostrados en el cuadro 2, que permiten controlar por comportamientos específicos de las economías condicionantes del proceso de convergencia, exhiben la presencia de β -convergencia en América Latina durante 1990-2015. Los coeficientes estimados varían entre 7% y 16%, lo que supone una velocidad de convergencia al estado estacionario común superior (16%) a la estimada por otros autores para países de la OCDE, la Unión Europea y Japón —coeficientes de 7.7% con capital físico únicamente (Barro, 1991; Barro y Sala-i-Martin, 1992) y de 2.2% con capital físico y humano (Mankiw, Romer y Weil, 1992). Los resultados de Dobson y Ramlogan (2002) para América Latina, en el periodo 1985-1990, son 16% (con capital físico) y 19% (con capital físico y humano). Además, el hecho de que el ingreso per cápita (inicial) de América Latina sea inferior (2.5 veces en el caso de Chile y 14 veces en el Honduras) al de Estados Unidos en este periodo es consistente con las proporciones existentes entre los coeficientes de convergencia condicionada que estimamos aquí. Por último, la presencia de efectos fijos en el modelo suele sesgar al alza el coeficiente de β -convergencia, dado que se condiciona la estimación del mismo por todas las posibles variables que afectan su dinámica hacia el estado estacionario (Rodrik, 2011a y 2011b).

4.2. σ -convergencia

Procedemos ahora a computar el indicador de σ -convergencia para obtener evidencia adicional. σ -convergencia se presenta cuando la dispersión entre las observaciones disminuye, por lo que se analiza a través de alguna medida de dispersión como la desviación estándar (no

Cuadro 1. Definición y fuente de las variables

Variable	Definición	Fuente
PIB per cápita	PIB por habitante a precios constantes del 2000.	Indicadores del Desarrollo Mundial
Apertura comercial	Sumatoria de exportaciones más importaciones sobre el PIB.	Estadísticas de la CEPAL
Tecnología	Valor agregado bruto de la industria con contenido tecnológico alto a precios constantes 2000.	Indicadores del Desarrollo Mundial
Industria	Valor agregado bruto total de la industria a precios constantes 2000.	Indicadores del Desarrollo Mundial
Estabilidad política	Índice que refleja la percepción de estabilidad del Gobierno [ranking -2.5-2.5].	Banco Mundial y Kaufmann, Kraay y Mastruzzi (2010)
Estado de derecho	Índice que refleja la percepción de que el Gobierno sea derrocado por inconstitucionalidad o violencia [ranking -2.5-2.5].	Banco Mundial y Kaufmann, Kraay y Mastruzzi (2010)
Deuda_WB	Servicio de la deuda como porcentaje de las exportaciones de bienes y servicios.	Indicadores del Desarrollo Mundial
Inflación	Índice de precios al consumidor (2000 = 100).	Indicadores del Desarrollo Mundial
IED	Stock anual de IED a precios constantes del 2000.	World Investment Report (UNCTAD, varios años)

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 2. Estimaciones de la tasa de β -convergencia condicional para América Latina, 1990-2010 (modelo efectos fijos)

Regresión	Tasa de β -convergencia		Observaciones
	Coeficiente	Desviación estándar	
(1)	-0.07207***	(0.4086)	443
(2)	-0.06411***	(0.4243)	443
(3)	-0.1600***	(0.4031)	443

Nota: *** $p < 0.01$. ** $p < 0.05$. * $p < 0.10$.

Fuente: elaboración propia con base en estimaciones de la autora.

ponderada) o el coeficiente de variación del logaritmo del PIB per cápita. Este indicador se define como la desviación típica de la distribución del ingreso per cápita de la muestra, evitando sesgos presentes en el anterior indicador. En este sentido, la existencia de una menor dispersión en la distribución del ingreso per cápita muestral a lo largo del tiempo revela la presencia de convergencia condicionada, siendo la distribución de ingresos cada vez más equitativa.

El indicador de σ -convergencia se define de la siguiente manera:

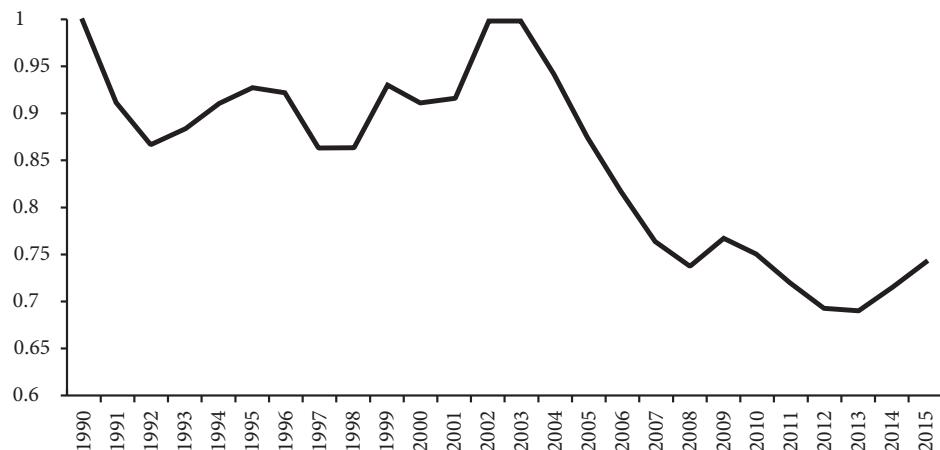
$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\ln PIBpc_{it} - \ln PIBpc_t)^2}{n}} \quad [2]$$

donde $\ln PIBpc_{it}$ es el log del PIB per cápita en el año t , $\ln PIBpc_t$ es el log del PIB promedio ponderado de la economía regional y n denota los 18 países de la muestra.

Mientras β -convergencia se refiere a la movilidad individual de los países dentro de la distribución del ingreso real per cápita, σ -convergencia captura la cohesión existente dentro de la distribución y su evolución temporal. σ -convergencia es condición suficiente para β -convergencia, pero no es condición necesaria. El ejemplo de Sala-i-Martin (1995) es una liga de futbol donde los equipos ascienden y descenden en la clasificación general (β -convergencia), pero siguen todos ellos en la misma categoría (σ -convergencia). Para evitar este problema (obviar β -convergencia cuando no existe σ -convergencia) se define el concepto de γ -convergencia, como veremos en el siguiente apartado.

La gráfica 1 muestra la evolución de σ -convergencia para América Latina entre 1990 y 2015. Se observa claramente la disminución de la dispersión del ingreso per cápita regional y se encuentra evidencia de convergencia mediante este indicador que evita los sesgos del anterior. Se constata de nuevo que, durante el periodo de análisis, las economías más pobres de la muestra crecieron más que las más ricas, se reduce la dispersión del ingreso muestral. Esta tendencia a la disminución de las desigualdades tiene algunas reverisiones a lo largo del periodo, concretamente en 1994-1995 (crisis financiera de México), 1998-1999 (crisis financiera de Brasil), 2001-2002 (abandono de la caja de conversión argentina y repudio de la deuda externa) y en 2009 (crisis financiera

Gráfica 1. σ -convergencia de América Latina, 1990-2015



Fuente: elaboración propia con base en estimaciones de la autora.

mundial). Este índice refleja con claridad las principales coyunturas adversas recientes que han experimentado los países de la región. También se observa una aceleración de la σ -convergencia entre 2003-2009.

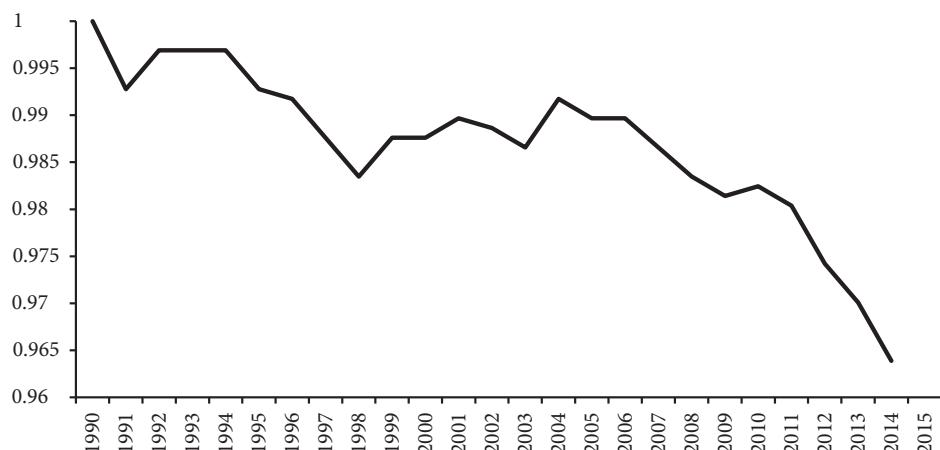
4.3. γ -convergencia

Boyle y McCarthy (1999) desarrollan un nuevo índice de dispersión que tiene en cuenta los cambios de la clasificación en la distribución. Este índice, definido como γ -convergencia, complementa al de β -convergencia (compensa su carácter sesgado) (Friedman, 1992; Quah, 1993) y al índice de σ -convergencia (compensa la falta de generalidad de éste) (Sala-i-Martin, 1995), y se basa en el análisis del índice de concordancia de rangos de Kendall. Consiste en determinar los cambios en la clasificación de los ingresos de los diferentes países a lo largo del tiempo. Se define como:

$$\gamma = \frac{\text{var}[RY_{it} + RY_{i0}]}{\text{var}[2RY_{i0}]} \quad [3]$$

El uso de este índice debe estar asociado con el de σ -convergencia, lo que permite interpretar la evolución de β -convergencia cuando

Gráfica 2. γ -convergencia de América Latina, 1990-2015



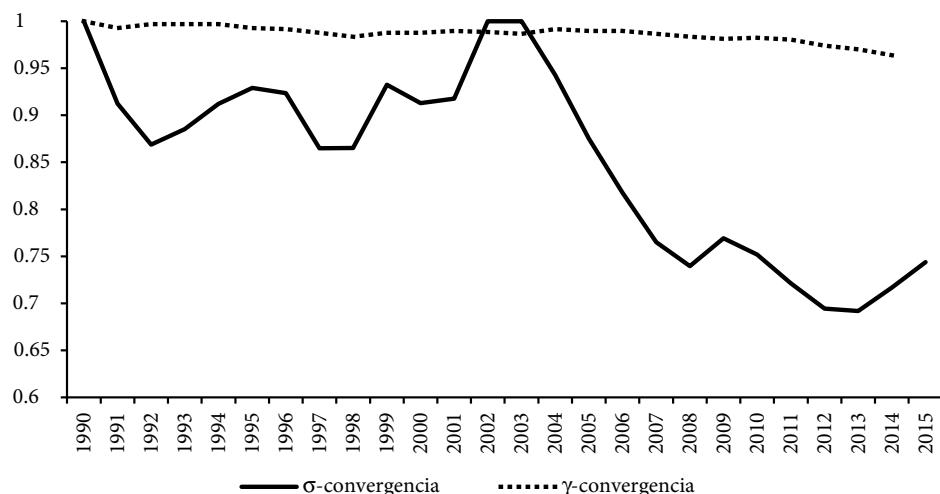
Fuente: elaboración propia con base en estimaciones de la autora.

σ -convergencia permanece constante. En esta parte del artículo calculamos el indicador de γ -convergencia para la clasificación de los países analizados y cada uno de los años del periodo de estudio, 1990-2015. En la gráfica 2 se observa la existencia de convergencia en el periodo, aunque los cambios en la clasificación son menores dentro de la región. A pesar de que los países más pobres crecieron en promedio más que los ricos, los cambios en la clasificación son muy limitados, los países más ricos (Chile, Argentina, Uruguay, Panamá, México) permanecieron en la parte superior de la clasificación y los más pobres en la parte inferior (Honduras, Bolivia, Nicaragua, Guatemala). Es probable que los cambios más relevantes ocurrieron entre 1950 y 1990; algunos países escalaron un significativo número de posiciones (Panamá, República Dominicana o Brasil) y otros descendieron (Nicaragua, Bolivia o Perú).¹ En todo caso, el aspecto institucional y la liberalización comercial y financiera parecen haber sido importantes.

Las tasas de σ -convergencia y γ -convergencia se incluyen conjuntamente en la gráfica 3. Se observa una cierta tendencia común entre ambos índices, aunque su perfil es diferente. No se observa ningún periodo

¹ Véase Martín-Mayoral (2010).

Gráfica 3. σ y γ -convergencia de América Latina, 1990-2015



Fuente: elaboración propia con base en estimaciones de la autora.

donde debamos fijarnos en el indicador de γ -convergencia ante la atonía o constancia del relativo a γ -convergencia. En general, se constata la presencia de convergencia condicionada en el periodo analizado. A partir de 2013, la tendencia comienza a ser más bien de una leve divergencia; lo que se explica por la desaceleración económica que experimentó la región. Como lo ha declarado la CEPAL, durante 2001-2002, América Latina registró la tercera desaceleración aguda de la actividad productiva en menos de una década. Nótese que el comercio mundial se estancó en 2001, dato relevante puesto que la apertura comercial es una variable explicativa en nuestra investigación. En 2018, América Latina retomó el crecimiento, después de seis años de estancamiento económico. Es necesario identificar cuáles fueron los factores de la dinámica económica en las décadas previas: la apertura comercial, factores institucionales y en particular la incorporación de más valor añadido en las exportaciones (manufacturas en lugar de bienes primarios en algunos países).

4.4. I de Moran

Vayá, López-Bazo y Artís (1998) consideran que ciertas medidas estadísticas como σ -convergencia, β -convergencia o γ -convergencia no

detectan situaciones de relocalización de las regiones más dinámicas cuando la dispersión de la variable en cuestión no presenta variaciones. Por ello, además de las estimaciones realizadas, con el fin de identificar la heterogeneidad espacial, estudiamos las relaciones entre unidades territoriales que denotan la relación con la unidad vecina y el nivel de producto de las economías. Para ello hacemos un análisis exploratorio de datos espaciales.

Cliff y Ord (1981) presentan un estudio pionero de la dependencia espacial como una técnica para conocer las causas y formas de propagación de epidemias y enfermedades. El análisis acerca del efecto espacial se propagó hacia otros campos interesantes, como los recursos naturales y el medio ambiente (Anselin y Rey, 1997) y la acumulación tecnológica (Fischer y Varga, 2003; Anselin, Acs y Varga, 2000), entre otros.

La dependencia territorial se basa en el supuesto de que la independencia entre los errores en general no se cumple con datos referenciados territorialmente debido a que el comportamiento de un estado se ve influido por los demás estados, y esta influencia es mayor en el caso de los estados que se encuentran más cerca. A este fenómeno se le denomina dependencia espacial. Las relaciones espaciales se pueden medir desde dos ángulos: los índices que miden la relación espacial que se presenta para un conjunto de regiones de manera global y los índices locales que miden si un estado tiene relación espacial con sus vecinos.

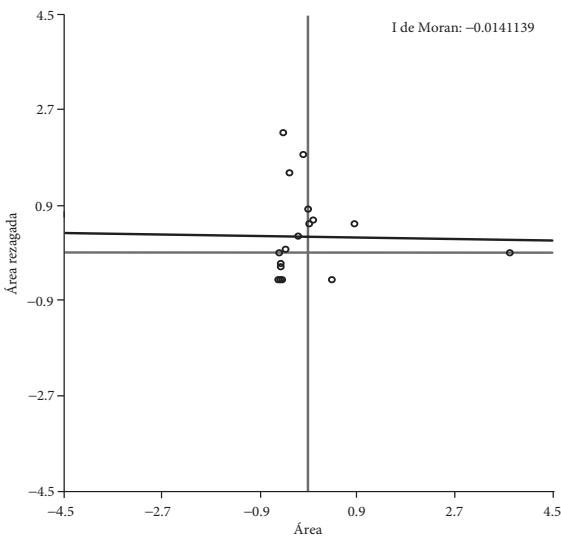
Calculamos el índice de Moran para la tasa de crecimiento del periodo 1990-2015 en un panel de 18 países de América Latina y elaboramos un diagrama de dispersión de Moran. Utilizamos el I de Moran como una medida resumen de la intensidad de la autorrelación de los países considerados.

Dada x_i , que es la variable de interés en la región i para el área de estudio A que tiene m regiones ($i = 1, \dots, m$), el índice de Moran (1948) es definido como:

$$I = \frac{N \sum_{(2)} w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{S_0 \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2}$$

donde w_{ij} es el elemento de la matriz de pesos espaciales correspondiente al par (i, j) , $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij} = \sum_{(2)} w_{ij}$ es la suma de los pesos espaciales, \bar{y} es el valor medio o esperado de la variable y N el número de observacio-

Figura 1. Diagrama de dispersión de Moran



nes o tamaño muestral. Cuando el I de Moran adquiere valores cercanos a 1 se puede interpretar que la variable presenta una fuerte dependencia positiva, es decir, que valores similares tienden a estar juntos en el espacio, mientras que los valores cercanos a -1 muestran fuerte dependencia negativa (valores disímiles próximos unos de otros) y los valores cercanos a $-1/(n - 1)$ indican una distribución aleatoria de valores.

Con el índice se prueban dos hipótesis: la primera es que el producto está concentrado espacialmente y la segunda es la medición de los cambios temporales en los niveles de concentración (Vilalta, 2003). Junto al I de Moran local se utiliza la gráfica de Moran que permite visualizar el tipo de relación espacial presente para cada estado. La gráfica de Moran tiene en el eje de las x's el *PIBpc* de cada región y en el eje de las y's el promedio del *PIBpc* de las regiones vecinas. De esta forma, en el primer cuadrante se ubican los estados “ricos” cuyos vecinos son “ricos”; en el lado opuesto, que es el tercer cuadrante, están los estados “pobres” que tienen vecinos “pobres”. Mientras que los cuadrantes dos y cuatro tienen estados “ricos” que tienen vecinos “pobres” y estados “pobres” que tienen vecinos “ricos”. Esta gráfica está relacionada con el I de Moran global, dado que si hay países que se localizan en todos los cuadrantes darán un I de Moran cercano a cero, mientras que si los países están en su ma-

yoría en los cuadrantes I y III, el I de Moran representará dependencia espacial positiva. Finalmente, en los cuadrantes II y IV el I de Moran indica dependencia espacial negativa. Los resultados del diagrama de dispersión de Moran se muestran en la figura 1 y exhiben la existencia de dependencia espacial positiva, con lo cual los datos se agrupan en los cuadrantes primero y tercero.

De esta forma, al combinar la gráfica de Moran con el estadístico local de Moran se puede determinar si existe o no una relación espacial estadísticamente significativa entre cada región y sus vecinos. Además, se puede determinar el tipo de relación de que se trata, esto es, si es positiva o negativa. Concluimos que el I de Moran muestra que la localización de las economías estudiadas se encuentra espacialmente correlacionada. Esto significa que existe una mayor convergencia entre los países vecinos, localizados más cerca, que si la localización geográfica es aleatoria.

5. CONCLUSIONES

Varios países de América Latina adoptaron un nuevo modelo de crecimiento económico más orientado hacia el comercio internacional y hacia una mayor integración con la economía mundial en la década de 1990. Como resultado, algunas economías de la región experimentaron un mayor crecimiento, aunque desigual entre países, y crisis financieras.

En el presente artículo hemos analizado si durante la época de auge económico antes mencionada América Latina experimentó también convergencia económica positiva, así como los determinantes que la impulsaron. Diversos trabajos han explorado si en Latinoamérica ha habido β -convergencia (absoluta y condicional) sobre la base de regresiones de corte transversal. Estos análisis no permiten captar la heterogeneidad no observable entre países, es decir, las diferencias comerciales, institucionales y tecnológicas existentes entre ellos, ni la evolución temporal de las variables incluidas en las estimaciones. Con el objeto de superar estas limitaciones, aquí analizamos la hipótesis de β -convergencia en un panel de datos de 18 países de América Latina durante el periodo 1990-2015. Estimamos, además, σ -convergencia y γ -convergencia, así como el estadístico I de Moran para medir la relación espacial global.

Los resultados obtenidos sugieren la existencia de una senda de convergencia regional, con existencia de elevada β -convergencia condicional,

una reducción en la dispersión de la muestra en términos de ingresos per cápita y probablemente una menor movilidad entre las posiciones de los diversos países en la clasificación. Esto es, los pobres crecieron más, pero no fue suficiente para cerrar la brecha respecto a los más ricos de la región de forma significativa.

La gráfica de Moran aporta una visión más desagregada de la naturaleza de la dependencia espacial; muestra el *PIBpc* estandarizado en el eje horizontal y el rezago espacial —también estandarizado— en el eje vertical, donde el rezago espacial es la media del *PIBpc* de los vecinos de una determinada región. El primer cuadrante —considerado por diversos autores como zona caliente o *hot spots*— y el tercer cuadrante simbolizan formas de asociación espacial positiva, es decir, de valores similares, mientras que el segundo y cuarto cuadrantes comprenden formas de asociación negativa. En forma congruente con lo que muestra el indicador global de dependencia espacial, las economías se sitúan en su mayoría en los cuadrantes uno y tres, con lo cual existe un predominio de la asociación espacial positiva.

Se aprecia la presencia de un proceso de convergencia muy lento entre 1990 y 2010 que coincide con una disminución en la dispersión entre los países de la región, según revela el estudio de la σ -convergencia, por lo que podría tratarse de un proceso de β -convergencia de los distintos países hacia un estado estacionario común. Sin embargo, desde 1998 el proceso de β -convergencia es mucho más dinámico, lo que, junto al aumento de la dispersión observada a partir de ese momento, permite concluir que el proceso de β -convergencia es condicional, grupos de países convergen hacia estados estacionarios diferenciados que dependen de forma positiva y en gran medida de la apertura comercial y del cambio del modelo exportador. Las diferencias institucionales, de tamaño y en el grado de apertura comercial entre los países de América Latina siguen siendo importantes. El reciente ejemplo de Europa constata la dificultad de constituir un avance regional, aun entre países vecinos. ◀

REFERENCIAS

- Adjemian, S., Glachant, J. y Vellutini, C. (2000). Regional convergence and aggregate growth. *Econometric Society World Congress 2000* (Contributed Papers 1518). Econometric Society, Ohio, Estados Unidos.

- Anríquez, G. y Fuentes, R. (2001). Convergencia de producto e ingreso de las regiones de Chile: una interpretación. En: T. Mancha Navarro y D. Sotelsek Salem (dirs. y coords.), *Convergencia económica e integración. La experiencia en Europa y América Latina* (pp. 195-216). Madrid: Ediciones Pirámide.
- Anselin, L. y Rey, S.J. (1997). Introduction to the special issue on spatial econometrics. *International Regional Science Review*, 20(1, 2), pp. 1-8.
- Anselin, L., Acs, Z.J. y Varga, A. (2000). Geographic spillovers and university research: A spatial econometric approach. *Growth and Change*, 31(4), pp. 501-515.
- Aroca, P. y Claps, D. (1997). *Regional convergence analysis of Chilean economy between 1960 and 1996*. [pdf] Instituto Nacional de Estadísticas, Santiago de Chile.
- Arroyo García, F. (2001). Dinámica del PIB de las entidades federativas de México, 1980-1999. *Comercio Exterior*, 51(7), pp. 583-599.
- Barro, R.J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), pp. 407-443.
- Barro, R.J. y Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2), pp. 223-251.
- Barro, R.J. y Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*. Nueva York: McGraw-Hill.
- Barro, R.J. y Sala-i-Martin, X. (2003). *Economic Growth*. 2da edición. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Baumol, W.J. (1986). Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show. *The American Economic Review*, 76(5), pp. 1072-1085.
- Baumol, W.J. y Wolff, E. (1988). Productivity growth, convergence and welfare: A reply. *American Economic Review*, 78(5), pp. 1155-1159.
- Boyle, G. y McCarthy, T. (1999). Simple measures of convergence in per capita GDP: A note on some further international evidence. *Applied Economics Letters*, 6(6), pp. 343-347.
- Cabral, R. y Varela Mollick, A. (2012). Mexico's regional output convergence after NAFTA: A dynamic panel data analysis. *Annals of Regional Science*, 48(3), pp. 877-895.
- Cárdenas, M. y Escobar, A. (1995). Infraestructura y crecimiento departamental 1950-1994. *Planeación y Desarrollo*, 26(4), pp. 153-181.
- Cárdenas, M. y Pontón, A. (1995). Growth and convergence in Colombia: 1950-1990. *Journal of Development Economics*, 47(1), pp. 5-37.
- Cáceres, L. y Nuñez Sandoval, O. (1999). Crecimiento económico y divergencia en América Latina. *El Trimestre Económico*, 66(264)(4), pp. 781-796.

- Chiquiar, D. (2002). *Why Mexico's regional income convergence broke down?* Mimeo. University of California, San Diego.
- Cliff, A. y Ord, J. (1981). *Spatial Process. Models and Applications*. Londres: Pion.
- Cuadrado Roura, J.R. (1998). Divergencia versus convergencia de las disparidades regionales en España. *EURE. Revista Latinoamericana de Estudios Urbanos Regionales*, 24(72), pp. 5-31.
- Cuadrado Roura, J.R. (2001). Convergencia regional en la Unión Europea. De las hipótesis técnicas a las tendencias reales. En: T. Mancha Navarro y D. Sotelsek Salem (dirs. y coords.), *Convergencia económica e integración. La experiencia en Europa y América Latina* (pp. 51-80). Madrid: Ediciones Pirámide.
- Démurger, S., Sachs, J., Woo, W.T., Bao, S., Chang, G. y Mellinger, A. (2002). *Geography, economic policy and regional development in China* [Discussion Paper no. 1950]. Harvard Institute of Economic Research, Cambridge, MA.
- Dollar, D. (2001). *Globalization, Inequality, and Poverty Since 1980*. Washington, DC: The World Bank.
- Dollar, D. y Kraay, A. (2001). Trade, growth, and poverty. World Bank, Development Research Group, Macroeconomics and Growth.
- Dobson, S. y Ramlogan, C. (2002). Economic growth and convergence in Latin America. *Journal of Development Studies*, 38(6), pp. 83-104.
- Dobson, S., Goddard, J. y Ramlogan, C. (2003). *Convergence in developing countries: Evidence from panel unit root tests* [Economics Discussion Papers Series no. 0305]. University of Otago, Nueva Zelanda.
- Esquivel, G. (1999). Convergencia regional en México, 1940-1995. *El Trimestre Económico*, 66(264)(4), pp. 725-761.
- Fischer, M.M. y Varga, A. (2003). Spatial knowledge spillovers and university research: Evidence from Austria. *Annals of Regional Science*, 37(2), pp. 303-322.
- Frankel, J.A. y Romer, D.H. (1999). Does trade cause growth? *American Economic Review*, 89(3), pp. 379-399.
- Friedman, M.J. (1992). Do old fallacies ever die? *Journal of Economic Literature*, 30(4), pp. 2129-2132.
- Garrido Yserete, R. (2002). *Cambio estructural y desarrollo regional en España*. Madrid: Ediciones Pirámide.
- Helliwell, J. y Chung, A. (1992). *Convergence and growth linkages between North and South* [NBER Working Paper no. 3948]. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

- Helpman, E. (2004). *The Mystery of Economic Growth*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Juan Ramon, V.H. y Rivera-Batíz, A. (1996). *Regional growth in México:1970-1993* [Working Paper no. 96/92]. International Monetary Fund, Washington, DC.
- Kaufmann, D., Kraay, A. y Mastruzzi, M. (2010). *The Worldwide governance indicators: Methodology and analytical issues* [Draft Policy Research Working Paper no. 5430]. The World Bank, Washington, DC.
- Lindert, P.H. y Williamson, J.G. (2003). *Does Globalization Make the World More Unequal? In Globalization in Historical Perspective* (pp. 227-276). Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Madariaga, N., Montout, S. y Ollivaud, P. (2003). *Regional convergence, trade liberalization and agglomeration of activities: An analysis of NAFTA and Mercosur cases*. Cahiers de la Maison des Sciences Economiques, Université Panthéón-Sobornne (Paris 1), París.
- Mankiw, N.G., Romer, D. y Weil, D.N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), pp. 407-437.
- Martín-Mayoral, F. (2010). América Latina: convergencia o divergencia. *Principios*, 16, pp. 37-54.
- Messmacher, M. (2000). *Desigualdad regional en México. El efecto del TLCAN y otras reformas estructurales* [Documento de Investigación no. 2000-4]. Dirección General de Investigación Económica, Banco de México, México.
- Morales, R., Galoppo, E., Jemio, L.C., Choque, M.C. y Morales, N. (2000). *Bolivia: geografía y desarrollo económico* [Research Network Working Paper no. R-387]. Inter-American Development Bank, Washington, DC.
- Moran, P. (1948). The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, 10(2), pp. 243-251.
- Morandé, F., Soto, R. y Pincheira, P. (1997). Aquiles, la Tortuga, y el crecimiento regional en Chile. En: F. Morandé Lavín y R. Vergara M. (eds.), *Análisis empírico del crecimiento en Chile*. Santiago de Chile: Centro de Estudios Públicos de ILADES/Georgetown University.
- Petrakos, G., Rodríguez-Pose, A. y Rovolis, A. (2003). Growth, integration and regional inequality in Europe, 43rd Congress of the European Regional Science Association: “Peripheries, Centres, and Spatial Development in the New Europe”, 27th-30th August 2003, Jyväskylä, Finland, European Regional Science Association (ERSA), Louvain-la-Neuve.
- Quah, D.T. (1993). Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, 95(4), pp. 427-443.

- Quah, D.T. (1995). *Empirics for economic growth and convergence* [Discussion Paper no. 253]. Centre for Economic Performance, London School of Economics, Londres, Reino Unido.
- Rincón Piedrahita, A. (1998). Crecimiento económico en América Latina. Estudio basado en el modelo neoclásico. *El Trimestre Económico*, 65(259) (3), pp. 339-362.
- Romer, P.M. (1987). Growth based on increasing returns due to specialization. *The American Economic Review*, 77(2), pp. 56-62.
- Rodrik, D. (2011a). *The future of economic convergence* [NBER Working Paper no. 17400]. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Rodrik, D. (2011b). *Unconditional convergence* [NBER Working Paper no. 17546]. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Sala-i-Martin, X. (1995). *Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence* [CEPR Discussion Papers no. 1075]. Centre for Economic Policy Research, Londres.
- Sala-i-Martin, X. (1997). I just ran two million regressions. *The American Economic Review*, 87(2), pp. 178-183.
- Sala-i-Martin, X. (2002). *The disturbing “rise” of global income inequality* [Working Paper no. 8904]. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Tondl, G. (1999). What determined the uneven growth of Europe's southern regions? An empirical study with panel data [IEF Working Paper no. 30]. Research Institute for European Affairs, Viena.
- Urquiola, M., Andersen, L., Antelo, E., Evia, J.L. y Nina, O. (1999). *Geography and development in Bolivia: Migration, urban and industrial concentration, welfare, and convergence: 1950-1992* [Research Department Publications no. 3085]. Inter-American Development Bank, Research Department, Washington, DC.
- Vayá, E., López-Bazo, E. y Artís, M. (1998). *Growth, convergence and (why not?) regional externalities* [Working Paper no. E98/31]. Universitat de Barcelona, España.
- Vilalta, C.J. (2003). Una aplicación del análisis espacial al estudio de las diferencias regionales del ingreso en México. *Economía, Sociedad y Territorio*, 4(14), pp. 317-340.
- Williamson, J. (1990). What Washington means by policy reform. En: J. Williamson (ed.), *Latin American Adjustment: How Much has Happened?* (pp. 90-120). Washington, DC: Institute for International Economics.