

# Estudio no paramétrico de la convergencia en América Latina: 1950-2015\*

CRISTIAN RABANAL\*\*

## RESUMEN

En este artículo se estudia la convergencia económica a partir de técnicas no paramétricas y para un grupo de 18 países en el periodo 1950-2015. En particular, se adopta la propuesta metodológica desarrollada por Quah, analizando la evolución temporal de los núcleos estocásticos y calculando el vector ergódico de la matriz de transición de Markov de un paso para el periodo completo y la matriz promedio. Se calculan algunas medidas de movilidad y velocidad del ajuste a la distribución ergódica de largo plazo. Los resultados muestran que el periodo completo se encuentra dominado por un débil proceso de concentración en los países de ingreso bajo e ingreso medio-alto.

**Palabras clave:** convergencia, América Latina, metodología de Quah, Cadena de Markov.

**Clasificación JEL:** O50, O54.

## ABSTRACT

### Non-Parametric Study of Convergence in Latin America: 1950-2015

This paper studies the economic convergence from non-parametric techniques. Eighteen countries are considered in the period 1950-2015. Quah's methodology is used in order to analyze the kernel. Moreover, the ergodic vector is calculated from a one-step transition Markov's chain and from a mean transition matrix. This allows measuring the mobility and speed of convergence in the long run. The results suggest a weak concentration process for the whole period in the low and middle-high income countries.

**Keywords:** convergence, Latin America, Quah's methodology, Markov's Chain.

**JEL Classification:** O50, O54.

---

\* El autor agradece los comentarios de dos árbitros anónimos.

\*\* Becario Postdoctoral del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). Universidad Nacional de Río Cuarto, Argentina. Correo electrónico: cristianrabanal@conicet.gov.ar.

## INTRODUCCIÓN

Existen muy pocos trabajos que analizan la convergencia latinoamericana en relación con la gran cantidad de artículos publicados para otros bloques económicos (Quiroga, 2010). Por otra parte, la mayoría de los autores abordan el caso de América Latina con modelos de datos de panel y de sección cruzada (*cross section*). En este sentido, el aporte de los modelos no paramétricos a la discusión, con énfasis en el enfoque de Quah (1993, 1995, 1996a), ha sido prácticamente inexistente. Conviene señalar que esta perspectiva sí ha sido ampliamente utilizada para el análisis de convergencia regional (estados o provincias de un país).

Los estudios de convergencia, desde una perspectiva no paramétrica, han tenido entre sus principales motivaciones las deficiencias comúnmente aceptadas en procedimientos de otra naturaleza. En el caso de las regresiones a la Barro, por ejemplo, además de los problemas más comunes que lo afectan, apuntados por Quah (1993, 1995), como la falacia de Galton y la posibilidad de que se trate en realidad de un contraste de raíz unitaria, se le agrega la falta de dinámica. Estos estudios, si bien plantean una relación ente dos instantes de tiempo, no permiten estudiar la dinámica completa en el proceso de convergencia. Esto es, la condición de *equifinalidad* priva a los investigadores de conocer si la convergencia (o divergencia) ocurre durante todo el periodo (Arbia y Deglistudi, 2004).

Por otro lado, los modelos de convergencia estocástica, como los divulgados en un primer momento por Carlino y Mills (1993), Oxley y Greasley (1995), y Bernard y Durlauf (1996), han recibido críticas por la baja potencia de las pruebas de raíces unitarias. Es decir, dado que los enfoques estocásticos presentan al proceso de acercamiento entre el ingreso de dos economías diferentes, o una economía en relación con un bloque de referencia, se acepta la idea de convergencia cuando el diferencial del ingreso tiende a disminuir con el paso del tiempo hasta hacerse arbitrariamente pequeño. La condición para que exista *catching up* es que el diferencial del ingreso sea una variable integrada de orden cero, pero es aquí donde el problema de la baja potencia de los test de raíz unitaria se hace presente, pudiendo conducir a resultados espurios. Sin embargo, conviene aclarar que esta deficiencia ha sido mitigada por algunos autores como Lee y Strazicich (2001, 2003), Popp (2008) y Dawson y Strazicich (2010),

entre otros, quienes han propuesto contrastes de raíz unitaria robustos frente a los cambios estructurales.

Teniendo en cuenta las debilidades mencionadas, este trabajo tiene por objetivo estudiar la convergencia desde una perspectiva no paramétrica, a partir de los procedimientos sugeridos por Quah (1993, 1995). En particular, el periodo de estudio comprende de 1950-2015 y el grupo de países está compuesto por: Argentina, Barbados, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Guatemala, Jamaica, México, Paraguay, Perú, República Dominicana, Santa Lucía, Trinidad y Tobago, Uruguay y Venezuela. La fuente de información es la *Total Economy Database*, excepto para Paraguay, cuya información proviene del *Maddison Project Database* y estimaciones del autor para los datos faltantes. La serie utilizada es el ingreso per cápita en dólares constantes de 1990.

De esta manera, se espera realizar una contribución al debate de la convergencia en América Latina, recurriendo a un procedimiento prácticamente no utilizado hasta el momento para el ámbito señalado.

El artículo presenta cinco secciones adicionales, además de la introducción. En la primera se recoge la evidencia empírica para América Latina, referida sólo por países y dejando de lado los artículos regionales (dentro de una nación particular). En la segunda se abordan y desarrollan aspectos metodológicos. La tercera sección analiza gráficamente la evolución de los núcleos estocásticos obtenidos, mientras en la cuarta se examinan analíticamente las cadenas de Markov. En la quinta sección se desarrolla un análisis temporal, referido al tiempo necesario para cerrar la brecha entre la distribución actual y la de largo plazo —ergódica—, y las implicancias de dichos resultados para la política económica. Finalmente, se resumen las principales conclusiones del estudio.

## **1. EVIDENCIA EMPÍRICA PARA AMÉRICA LATINA**

La evidencia empírica en el estudio de la convergencia puede ser agrupada según el nivel de divisiones geográficas: nivel mundial internacional —múltiples países de diferentes continentes—, nivel regional continental —bloques económicos o continentes— y nivel intrarregional o regional local —estados, provincias o regiones de un país o de unos pocos países—. Esta sección se propone recopilar la evidencia empírica para estudios que abordan la convergencia en América Latina.

La relación crecimiento-convergencia para el caso latinoamericano ha sido estudiada con diferentes procedimientos metodológicos. En el trabajo de Rincón Piedrahita (1998), por ejemplo, se estima un modelo de datos de panel con efectos fijos para 18 países durante el periodo 1960-1990. El autor obtiene como principal resultado un proceso de convergencia beta condicionado. Por su lado, Cáceres y Nuñez Sandoval (1999) han abordado la temática, aunque la metodología utilizada estuvo basada en pruebas de raíces unitarias. Los 17 países estudiados exhiben un patrón de sigma divergencia.

En un influyente trabajo, Dobson y Ramlogan (2002) concluyen a favor de un proceso de beta convergencia incondicional entre 1960 y 1990. Asimismo, aseguran que la tasa de convergencia fue mayor durante las décadas del sesenta y setenta, aunque al mismo tiempo alertan que a mediados de los ochenta el proceso de convergencia se detuvo. La metodología utilizada por los autores incluye regresiones de corte transversal y modelos de datos de panel con efectos fijos.

Por otro lado, y en consonancia con los trabajos que han estudiado el impacto de la globalización en los procesos de convergencia mundial, como los de Dollar (2001) y Lindert y Williamson (2003), Álvarez Ayuso *et al.* (2009) estudian el efecto de la integración económica, política y social sobre la convergencia para los países latinoamericanos durante 1970-2005. Los principales resultados de este estudio se resumen en un índice económico, político y social, donde se analizan los respectivos impactos sobre la convergencia. Para todo el periodo de estudio, las facetas económica y social han afectado de manera positiva y significativa la reducción de la brecha de ingresos entre países pobres y ricos.

Galvão y Reis Gomes (2007), estudiando un conjunto de 19 países de Latinoamérica, y a partir de un enfoque de convergencia estocástica con contrastes robustos a los cambios estructurales, analizan la convergencia en los niveles de ingreso per cápita. Como principal conclusión, los autores encuentran evidencia favorable a la convergencia condicional, la que se torna más potente aún al analizar por separado los países de América del Sur, por un lado, y los de Centroamérica, por otro.

Mayoral (2010) realiza un análisis dinámico de convergencia de 1950-2008. En él incluye 18 países latinoamericanos con datos de la *Penn World Table*. Entre los principales resultados, en primera

instancia y apoyado en un ejercicio descriptivo, el autor concluye que no existe un claro proceso de convergencia entre las naciones analizadas, sino un cambio de posiciones relativas durante el estudio, con un nivel de dispersión para el producto interno bruto (PIB) que permanece prácticamente inalterado. La metodología utilizada *a posteriori* se inscribe en la tradición de las regresiones a la Barro, condicionada a la tasa de ahorro promedio del periodo y a las tasas de crecimiento promedio de la población, de la tecnología, de depreciación, el grado de apertura comercial, el gasto público y el tipo de cambio. En esta oportunidad encuentra un coeficiente beta significativo, tanto para el lapso completo, como para dos submuestras (1950-1985 y 1985-2006), con lo cual se constituye un aporte adicional a la noción de convergencia condicional.

Con una particular metodología, Brida *et al.* (2010) estudian los grupos de desempeño económico en los países de América durante 1955-2003. El procedimiento está basado en un método no paramétrico de *clusters*; se obtiene un grupo homogéneo formado por países de alto desempeño, mientras que un segundo *cluster* es heterogéneo y contiene *subclusters*; además de ser divergentes entre ellos.

También Quiroga (2010), valiéndose de una muestra de 32 países de Latinoamérica y el Caribe y haciendo uso de modelos de sección cruzada, como los de datos de panel, concluye que en el periodo de 1900-2007 existieron múltiples velocidades de convergencia (clubes).

A partir del análisis de 20 economías latinoamericanas en el periodo 1970-2001, y basándose fundamentalmente en matrices de transición, Ibañez (2012) concluye a favor de la no convergencia en el ciclo, enfatizando el bajo grado de movilidad. En el presente trabajo, a diferencia del estudio de Ibañez (2012), se considera un lapso más extenso, se realiza el análisis gráfico de evolución de los núcleos estocásticos, lo que permite determinar subetapas de convergencia, y se ofrecen mediciones de movilidad y ajuste en el largo plazo.

Finalmente, Rodríguez *et al.* (2014) analizan la convergencia del PIB per cápita durante 1950-2010 para 17 países. La metodología en la que se basan, presentada por Phillips y Sul (2009), utiliza un modelo no lineal que incluye un factor común y otro idiosincrático, que varían en el tiempo. Los autores encuentran evidencia favorable a la convergencia relativa hacia cuatro grupos cuando los datos no son previamente filtrados. Por el contrario, no hay indicios de convergencia cuando un

filtrado previo tiene lugar, excepto para el caso de Bolivia y Nicaragua. El filtro utilizado es el de Hodrick-Prescott.

## 2. ASPECTOS METODOLÓGICOS

La metodología de Quah (1993, 1995, 1996b) nace como respuesta a una serie de críticas formuladas por él acerca del clásico enfoque de las regresiones a la Barro, particularmente en alusión a dos aspectos: el primero relacionado con la posibilidad de que dicha metodología se trate, en realidad, de una prueba de raíz unitaria. La segunda crítica tiene que ver con la falacia de Galton; según Quah, los resultados de las regresiones a la Barro representan, en realidad, procesos de reversión a la media.

Como propuesta alternativa, Quah (1993) definió una nueva metodología a partir del estudio del producto per cápita relativo al PIB per cápita mundial, que permite dejar de lado los posibles co-movimientos, ya que todos los países se encuentran cuantificados en una proporción.

Para comenzar, el autor define la distribución de ingresos a través de los países involucrados en el análisis y en el momento  $t$ , como  $F_t$ . Asimismo, se considera que existe una medida  $\lambda_t$ . La evolución de  $F_t$  ó  $\lambda_t$  es una medida autorregresiva, como la siguiente:

$$\forall \text{ Conjuntos mensurables } A = \lambda_{t+1}(A) = \int M(y, A) d \lambda_t(y) \quad (1)$$

donde  $M$  es un *kernel* estocástico (núcleo). El *kernel*  $M$  mapea una medida de  $\lambda_t$  en otra  $\lambda_{t+1}$ . Es decir,  $M$  contiene información relativa a distribución dinámica.

La ecuación (1) es una expresión análoga a un proceso AR(1), sólo que “sus valores son distribuciones (más que escalares o vectores de números) y no contiene disturbio o innovación” (Quah, 1995: 20). El autor, al hacer una analogía con un proceso autorregresivo, destaca la inexistencia de razones por las que la ley de movimiento de  $\lambda_t$  tenga que ser un proceso de primer orden o que la relación precise ser invariante en el tiempo.

La ecuación (1) se puede reescribir como:

$$\lambda_{t+1} = M \lambda_t \quad (2)$$

Es posible iterar la expresión (2), de modo que:

$$\begin{aligned}\lambda_{t+2} &= M \lambda_{t+1} = M^2 \lambda_t \\ \lambda_{t+3} &= M \lambda_{t+2} = M^3 \lambda_t \\ &\dots \\ \lambda_{t+s} &= M \lambda_{t+s-1} = M^s \lambda_t\end{aligned}\tag{3}$$

Tomando como límite cuando  $s \rightarrow \infty$  en la ecuación (3), es posible obtener la distribución ergódica de los ingresos de los países, que permite concluir sobre el largo plazo. Si la distribución de  $\{\lambda_{t+1}\}$  tiende hacia un punto degenerado, se puede discurrir a favor de la convergencia, mientras que si un proceso de polarización tiene lugar, entonces  $\{\lambda_{t+1}\}$  tenderá a converger a una medida bimodal.

Ahora, para llevar a cabo una estimación de  $M$  resulta necesario discretizar las medidas de  $\lambda_t$ . De esa manera,  $M$  se transforma en una matriz de probabilidades de transición.

Resulta claro que la metodología propuesta por Quah presenta un herramental, gráfico y analítico, alternativo para el análisis de los procesos de convergencia, además de que son complementarios. No obstante, no se encuentran libres de subjetividades. Por un lado, la definición del número de estados para la matriz de transición es una cuestión que queda definida por el investigador. Por otra parte, la representación gráfica del núcleo estocástico dependerá del ancho de banda elegido. La elección de un ancho de banda inapropiado puede conducir a resultados espurios.

Si  $y$  representa al logaritmo del PIB per cápita, y es una variable aleatoria que se distribuye a partir de una función de densidad  $f(y)$ , la estimación núcleo *kernel* de la función de densidad en un punto  $y$  viene representado por:

$$\hat{f}(y, h) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n M\left(\frac{y - Y_i}{h}\right)\tag{4}$$

Donde  $n$  representa la cantidad de observaciones,  $h$  el ancho de banda e  $y$  la referencia utilizada para establecer a cuánto dista cada observación  $Y_i$  de  $y$ . De esta forma, el kernel Gaussiano,  $M$ , vendrá determinado por:

$$M(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-0.5u^2} \quad (5)$$

Por lo tanto, la estimación de la función de densidad dependerá fundamentalmente del parámetro de suavizamiento,  $h$ , en virtud de que  $n$  queda perfectamente determinado por el tamaño de la muestra. Un valor artificialmente alto para  $h$  podría derivar en una densidad estimada unimodal, en tanto que un valor reducido podría traer aparejado una función de densidad estimada con múltiples modas.

En este artículo se considera la propuesta de selección del ancho de banda óptimo presentada por Andrews (1991), que supone el problema a partir de la estimación de la función de densidad espectral y es una extensión del método de Silverman (1986).<sup>1</sup>

### 3. ANÁLISIS DE LA EVOLUCIÓN DE LOS NÚCLEOS ESTOCÁSTICOS

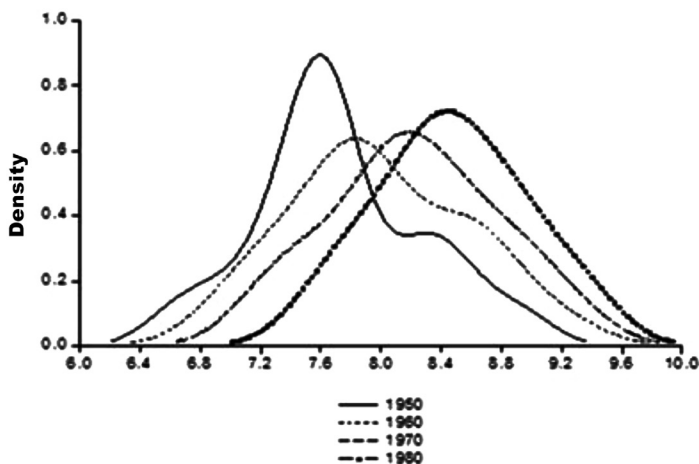
El análisis de la evolución temporal de los *kernels* permite visualizar el desempeño de las economías analizadas. En ese sentido, la Figura 1 ilustra el periodo 1950-1980, y permite concluir inequívocamente a favor de un proceso de convergencia. Como se puede notar, en el año de partida, 1950, hay claros indicios de bimodalidad, la que se va suavizando hacia la década de los sesenta, para desaparecer por completo en los setenta. Finalmente, a comienzos de la década de los ochenta se observa una curva mesocúrtica.

Por otra parte, puede notarse un constante desplazamiento de las funciones de densidad hacia la derecha, producto del crecimiento económico de los países. Si bien durante la primera década dicho desplazamiento fue con sesgo para los de mayor ingreso, durante las siguientes dos décadas se tornaron más favorables para los de menores ingresos, lo que permitió el proceso de convergencia. Dobson y Ramlogan (2002) atribuyen el proceso de convergencia, entre otros factores, a los programas de industrialización impulsados por los países más pobres, lo que incluyó la modernización del sector de agricultura y la disponibilidad de financiamiento externo para apoyar las mejoras en la capacidad productiva.

<sup>1</sup> El lector interesado puede encontrar mayor detalle en Cheung y Lai (1997).



Figura 1  
KERNEL GAUSSIANO. LOG PIB PER CÁPITA. USD GK 1990.  
AÑOS: 1950, 1960, 1970, 1980

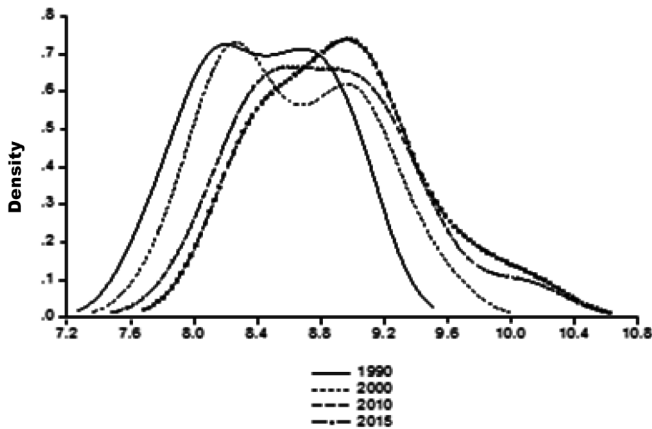


Fuente: elaboración propia.

No obstante, a mediados de los años ochenta acontecen severos problemas económicos en la mayoría de los países latinoamericanos. Si las décadas anteriores habían sido favorables, en términos crediticios, para la región, durante los ochenta se sucedieron varios eventos de incumplimientos de pago de deuda pública que catapultaron lo que se dio en llamar la “década perdida” para Latinoamérica. Dichos eventos exigían importantes reformas económicas. Durante mediados de los ochenta y los noventa tuvo lugar nuevamente el inicio de otra etapa de divergencia. En la Figura 2 se puede apreciar *kernels* bimodales. En particular, el *kernel* del año 2000 presenta dos modas claramente formadas, una perteneciente al grupo de países pobres y otra relativa a los países de ingresos per cápita medianos-altos.

Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Mayoral (2010), según los cuales existe un proceso de convergencia muy lento entre 1950 y 1985, coincidente con una disminución en la dispersión entre los países de la región y un aumento luego de 1985. También Dobson y Ramlogan (2002) han obtenido conclusiones similares para el periodo comprendido entre 1960 y mediados de la década de los ochenta en relación con la beta convergencia.

Figura 2  
 KERNEL GAUSSIANO. LOG PIB PER CÁPITA. USD GK 1990.  
 Años: 1990, 2000, 2010, 2015



Fuente: elaboración propia.

#### 4. MATRICES DE TRANSICIÓN

La comprensión de la transición dinámica de la distribución del logaritmo del PIB a lo largo del tiempo equivale a estimar cadenas de Markov. Las mismas parten de suponer la existencia de una cantidad dada de estados para un fenómeno,  $S = \{s_1, s_2, \dots, s_n\}$ . El desarrollo dinámico de la variable implica su comienzo en un estado y el posterior movimiento de un estado a otro. Cada movimiento representa un paso, con lo cual es posible estudiar todo el lapso en un solo paso, en varios pasos (*i.e.* subperiodos), o su comportamiento promedio. Habitualmente la primera y la tercera alternativa son las más frecuentes.

Para simplificar el análisis, en este artículo se consideran cuatro estados: E1, E2, E3 y E4, cada uno se encuentra delimitado en función de los cuartiles de la variable de estudio. De esta manera, E1 da cuenta del estado en el que se encuentran los países con menor PIB per cápita relativo a la media del grupo, mientras que E4, el de los países de mayor producto per cápita en relación con el PIB per cápita promedio. Por otra parte, E2 y E3 pueden ser interpretados como estados que albergan a los países de ingreso per cápita medio bajo y medio alto, relativo a la media, respectivamente.

Es posible denotar con  $p_{14}$  la probabilidad de transición de un país pobre a uno rico (es decir, de E1 a E4). Si dicha probabilidad es mayor a cero, se dice que E4 es un *estado accesible* para E1. Asimismo, los dos estados estarán comunicados si E1 es accesible desde E4 y viceversa. Cuando todos los estados se comunican, la cadena de Markov es irreducible.

Por otra parte, la probabilidad de permanencia puede denotarse como  $p_{11}$ , para un país que parte de un estado inicial E1, y al cabo de cierto tiempo permanece en dicho estado. En tal caso, se dice que E1 es un *estado recurrente*. Si el estado es recurrente en un solo paso, se dice que es *absorbente*.

En función de lo establecido hasta aquí, resulta factible definir la matriz de transición de la Cadena de Markov, denominada P, como sigue:

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} & p_{14} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} & p_{24} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} & p_{34} \\ p_{41} & p_{42} & p_{43} & p_{44} \end{bmatrix} \quad (6)$$

Cada fila de la matriz P debe ser interpretada como un estado de partida, en tanto que cada columna representa un estado de llegada. Asimismo, se puede demostrar que el  $ij$ -ésimo elemento de  $P^n$  muestra la probabilidad de que la Cadena de Markov se encuentre en el estado  $s_j$ , luego de  $n$  pasos y habiendo partido del estado  $s_i$ .

Tabla 1

ESTADO DE PARTIDA Y DE LLEGADA. ORDENAMIENTO SEGÚN LOGARITMO DEL PIB PER CÁPITA A DÓLARES CONSTANTES DE 1990 RELATIVO A LA MEDIA DEL GRUPO. PERIODO: 1950-2015

	E1	E2	E3	E4
E1	Jamaica, Paraguay y Santa Lucía	Brasil y República Dominicana	Ninguno	Ninguno
E2	Bolivia y Guatemala	Ecuador	Costa Rica	Ninguno
E3	Ninguno	Perú	Barbados, Colombia y México	Chile
E4	Ninguno	Ninguno	Venezuela	Argentina, Trinidad y Tobago y Uruguay

Fuente: elaboración propia.

La tabla anterior muestra que en 1950, año de partida, había cinco países cuyo logaritmo del PIB per cápita relativo a la media del conjunto se ubicaba entre 0.86 y 0.96. No obstante, al cabo de 65 años, sólo dos de ellos lograron trasladarse a un estado superior, de ingreso per cápita medio bajo –Brasil y República Dominicana–, mientras los restantes –Jamaica, Paraguay y Santa Lucía– permanecieron en el estado de partida, es decir, de ingreso per cápita bajo.

Para el segundo estado de partida, la tabla sugiere dos países con movilidad descendente –Bolivia y Guatemala–, uno con movilidad ascendente –Costa Rica– y uno que se mantuvo en el estado de partida –Ecuador–.

Por otra parte, sólo un país de ingreso medio alto logró alcanzar, en 2015, el estado de ingreso alto –Chile–, mientras que los restantes permanecieron en el estado de partida –Barbados, Colombia y México–, y uno presentó movilidad descendente –Perú–.

Finalmente, sólo uno de los cuatro iniciales de ingreso alto mostró movilidad descendente a un estado inferior –Venezuela–, mientras que los restantes lograron mantenerse –Argentina, Trinidad y Tobago y Uruguay–.

A partir de la Tabla 1 se construye la matriz de transición de un paso para el periodo 1950-2015 (ver Tabla 2).

Tabla 2  
MATRIZ DE TRANSICIÓN DE UN PASO. 1950-2015

	<i>E1</i>	<i>E2</i>	<i>E3</i>	<i>E4</i>
<i>E1</i>	0.6	0.4	0	0
<i>E2</i>	0.5	0.25	0.25	0
<i>E3</i>	0	0.2	0.6	0.2
<i>E4</i>	0	0	0.25	0.75
Vector ergódico	0.278	0.222	0.278	0.222

Fuente: elaboración propia.

El resultado del periodo completo muestra una elevada persistencia en los estados, a excepción de E2. No obstante, no existe ningún estado absorbente en el análisis de un solo paso. También resulta evidente que los elementos de cada fila suman la unidad y que la matriz resultante

es tridiagonal. Se puede verificar que el estado de mayores ingresos no es accesible para los países que parten del estado correspondiente a los ingresos bajos y viceversa.

A partir de dicha matriz es factible el cálculo de sus valores propios, los que resultan ser: 0.109, 0.459, 1 y 0.85, teniendo sólo una raíz unitaria. Por otra parte, el vector ergódico muestra una concentración de países en los estados de ingreso bajo y medio alto en el largo plazo, independientemente del punto de partida de cada una de las economías. Es decir, la evidencia se muestra contraria a un proceso de convergencia generalizado para los países estudiados en la región de Latinoamérica durante el periodo completo, dominado por un proceso de concentración bimodal, pero esto no invalida los subperiodos de convergencia detectados gráficamente en la sección precedente. Conviene tener presente que la distribución ergódica muestra un patrón que permite concluir que el proceso de concentración bimodal es débil, en virtud de que la distribución de largo plazo es significativamente aplanada y que sus intervalos extremos poseen una masa relevante de la misma. En la siguiente sección se discutirán algunas medidas sobre el tiempo necesario para alcanzar el proceso de concentración de países en los estados E1 y E3.

Adicionalmente, el Índice de Shorrocks (1978) es habitualmente calculado a efectos de medir la movilidad implícita en la matriz de transición; puede calcularse como:

$$M(P) = \frac{n - tr(P)}{n - 1} \quad (7)$$

donde  $n$  es el número de estados,  $P$  la matriz de transición y  $tr(P)$  su traza. Este índice varía entre 0 (inmovilidad perfecta) y 1 (movilidad perfecta). Mientras mayor sea la probabilidad de permanencia en el mismo estrato de ingreso, mayor será el valor de la traza y menor el valor del índice, por lo tanto menor la movilidad. Para el caso presentado en la tabla 2, el Índice de Shorrocks resulta ser igual a 0.60, lo que refleja una movilidad relativamente alta.

Aunque la Tabla 2 representa la forma tradicional de estudiar la convergencia, a partir de matrices de transición, es también posible calcular una matriz promedio, que se puede obtener calculando el promedio de las 64 matrices de transición de un paso para el periodo estudiado. Esto da lugar a la Tabla 3:

Tabla 3  
MATRIZ DE TRANSICIÓN PROMEDIO DE LAS 64 MATRICES DE TRANSICIÓN  
DE UN PASO ANUALES

	E1	E2	E3	E4
E1	0.938	0.063	0	0
E2	0.078	0.855	0.066	0
E3	0	0.053	0.899	0.048
E4	0	0	0.059	0.941
Vector ergódico	0.290	0.231	0.287	0.233

Fuente: elaboración propia.

En este caso, la persistencia de los estados es sumamente elevada en cada uno de los estados. También se verifica la inaccesibilidad de E1 a E4 y de E4 a E1. Los valores propios asociados a la matriz representada en la Tabla 3 son: 0.786, 0.882, 1.000 y 0.965. A partir del vector ergódico se puede notar la misma tendencia de concentración que en el caso de la matriz de un paso. Se tienen las mismas consideraciones en relación con el aplanamiento de la curva que resulta de la distribución ergódica.

Dada la mayor persistencia de los elementos de la diagonal principal de esta matriz, y en consecuencia la mayor traza, el Índice de Shorrock muestra un valor sensiblemente menor, apenas 0.12.

## 5. ANÁLISIS DEL SENDERO DE TRANSICIÓN E IMPLICACIONES DE POLÍTICA ECONÓMICA

El análisis del sendero de transición se propone cuantificar el tiempo que deberá transcurrir para que la distribución actual alcance la de largo plazo, representada por la distribución ergódica. En este sentido, una de las medidas propuestas ha sido la mitad del periodo de convergencia asintótico (*asymptotic half-life of convergence*), representado por  $h$ , y propuesto por Kremer *et al.* (2001). El cálculo de dicho indicador es el siguiente:

$$h = -\frac{\log 2}{\log |\lambda_2|} \quad (8)$$

donde  $\lambda_2$  es el segundo valor propio más alto, luego de 1, de la matriz de transición de probabilidades. Si se multiplica  $h$  por el número de estados considerados, será posible obtener la cantidad de años necesarios para reducir la distancia entre la distribución actual y la ergódica a la mitad. Dado que  $h$  es una medida asintótica, “la influencia de la distribución inicial sobre la convergencia no es tomada en cuenta” (Kremer *et al.*, 2001: 290).

Para el caso de la matriz de un paso del periodo completo, el valor de  $h$  es igual a 4.26, y dado que se han considerado cuatro estados, la mitad de la distancia entre la distribución actual y la distribución ergódica podrían alcanzarse en aproximadamente 17 años. Por otra parte, el valor de  $h$  para la aproximación promedio es de 19.45, lo que implica cerca de 78 años (77.82) para la mitad del tiempo de convergencia asintótica. Este resultado es consistente con la mayor persistencia exhibida por los elementos de la diagonal principal de la matriz promedio.

Otra posibilidad de cuantificar la movilidad implícita en la matriz de transición es utilizar dos índices propuestos por Quah (1996a). El primero de ellos es:

$$\mu_1(P) = (K - 1)^{-1} \left[ K - \sum_{i=1}^k \lambda_i \right] \quad (9)$$

siendo  $P$  la matriz de transición,  $K$  la cantidad de valores propios asociados a  $P$  y  $\lambda_i$  los valores propios asociados a la matriz. La segunda medida es:

$$\mu_2(P) = 1 - \lambda_2 \quad (10)$$

donde  $\lambda_2$  representa al segundo valor propio más alto. Estas medidas también pueden ser entendidas como indicadores de la velocidad de convergencia, aunque con sentidos diferentes.  $\mu_1(P)$  indica la velocidad con la que el proceso se dirige a su estado estacionario, al tiempo que  $\mu_2(P)$  alude a la velocidad con la que se corrige el desequilibrio de corto plazo.

Para el caso de las medidas propuestas por Quah se obtienen resultados similares, en el sentido de valores más altos, en ambos casos, para la matriz de un solo paso.

Tabla 4

## MEDIDAS DE MOVILIDAD DE QUAH

Matriz	$\mu_1 (P)$	$\mu_2 (P)$
De un paso. Periodo completo.	0.527	0.15
Promedio de 64 matrices de un paso anuales.	0.122	0.035

Fuente: elaboración propia.

En ambos casos el desequilibrio de corto plazo se corrige lentamente. Esto último implica que una vez ocurrido un shock económico que aleja a las economías de su recorrido hacia el estado estacionario, el ajuste que tiene lugar es parcial y gradual, demandando varios periodos para alcanzar el sendero de largo plazo (Rabanal, 2012).

Este resultado tiene profundas implicaciones para los encargados de desarrollar la política económica de los diferentes países, en virtud de que se deduce que los choques aleatorios tienen un carácter permanente en el proceso estudiado, y por ende en los ingresos de por lo menos algunos de los países que participan del mismo. Desde esta perspectiva, y dado que los choques se disipan en varios periodos, es posible que su origen sea la oferta agregada. En los modelos de Ciclos Económicos Reales la sustitución intertemporal, vía la incorporación del ocio en la función de utilidad del sector de las familias, es el mecanismo de propagación de los shocks sobre la economía. Estos modelos explican grandes variaciones de producción con pequeñas variaciones de salario. Esto es, la oferta de trabajo tiene una elevada elasticidad en respuesta a variaciones temporales del salario. Sin embargo, la sustitución intertemporal de ocio no significa que la oferta de trabajo sea sensible a las variaciones permanentes de los salarios. Si el alza de salarios se mantiene en el futuro, no se gana nada trabajando más en el periodo presente que en el próximo. Ahora bien, si los shocks en la economía son transitorios, los salarios serán más altos en el presente (en comparación con los que se esperan en el futuro). La respuesta de los trabajadores será sustituir ocio por trabajo. En cambio, si el carácter de los shocks es permanente entonces el stock de capital aumentará, pero los nuevos emprendimientos requerirán tiempo. En este último caso, los efectos de los shocks perdurarán en el tiempo, es decir, afectarán positivamente el producto y el empleo presente y futuro. En definitiva, si el efecto de las perturbaciones es permanente,



su fuente no debe ser la demanda agregada, sino la oferta agregada. Desde esta perspectiva, la reducción de impuestos y las reformas estructurales representan herramientas adecuadas para favorecer el crecimiento económico, de acuerdo con el enfoque de la economía de oferta.

No obstante, las disparidades observadas en los años más recientes del periodo estudiado proveen argumentos a aquellos teóricos que defienden la instrumentación de políticas de demanda, basadas en el enfoque de la economía de demanda. Desde esta perspectiva, resultan valiosos los programas de inversión en ciencia y tecnología y aquellos de inversión en infraestructura, para impulsar el crecimiento.<sup>2</sup>

## CONCLUSIONES

En este trabajo se analiza el proceso de convergencia de 18 países latinoamericanos durante 1950-2015, con base en técnicas no paramétricas difundidas por Quah. El método cuenta con algunas debilidades derivadas de elecciones subjetivas, como aquellas vinculadas a la elección de un criterio para la determinación de un ancho de banda óptimo del núcleo estocástico, cuando se emplea el procedimiento gráfico, o la determinación del número de estados considerados para la creación de una matriz de transición. No obstante, el enfoque permite hacer un valioso aporte desde el punto de vista dinámico, que es una de las principales carencias de los enfoques basados en las regresiones a la Barro.

Se proporciona evidencia para el debate de convergencia en Latinoamérica, a partir de la metodología propuesta por Quah. Esto permite incorporar a la discusión nuevos resultados, basados en un procedimiento prácticamente no utilizado para el caso de los países de América Latina.

El análisis gráfico sugiere la existencia de algunos periodos de convergencia absoluta. En particular, desde los sesenta y hasta mediados de los ochenta, se puede notar cómo el núcleo estocástico, que en el

---

2 El caso de los denominados “Tigres Asiáticos” es habitualmente citado para dar cuenta de la importancia de la disponibilidad de mano de obra calificada, a partir de la inversión en ciencia y tecnología, y de infraestructura eficiente para atraer inversiones.

año inicial (1950) partía de una distribución claramente bimodal, evolucionó hacia una distribución unimodal.

No obstante, los años posteriores, en especial la década de los noventa y dos mil, marcan nuevamente el avance del núcleo estocástico hacia una distribución bimodal, que luego se suaviza en los restantes años, aglutinando a los países en dos clases: ingreso bajo y medio alto.

El análisis desarrollado a partir de una matriz de transición de un paso para el periodo completo y otra promedio, con cuatro estados en ambos casos, confirma la concentración de los dos grupos señalados. Sin embargo, esos casos también permiten obtener distribuciones ergódicas, las que suponen que el periodo completo 1950-2015 está dominado por un proceso generalizado de divergencia y concentración, pero que también es débil en virtud de la importante masa que se mantiene en sus extremos para las distribuciones de largo plazo.

Por otra parte, se estudia la movilidad de las cadenas de Markov. Concretamente, se calcula la mitad del periodo asintótico de Kremer *et al.* (2001), para las dos matrices de transición propuestas. Los resultados muestran que el tiempo necesario para que la distribución actual alcance su distribución ergódica de largo plazo es menor en el caso de la matriz de un paso para el periodo completo. Esto es consistente con los valores hallados para el Índice de Shorrocks de cada una de las matrices, y la persistencia de los elementos de la diagonal principal de cada una de ellas. Los índices de movilidad implícitos, sugeridos por Quah (1996a), concluyen en el mismo sentido, dando cuenta de una moderada velocidad de convergencia al estado ergódico (bimodal platicúrtica) en el primer caso, y baja en el segundo, con velocidades de ajuste bajas en ambos casos, aunque levemente superior en el primero. Estas características de movilidad, sumadas a las del proceso de convergencia latinoamericano durante 1950-2015 (descritas en las secciones 4, 5, y 6), representan un serio desafío para los *policy makers* de cada país, en virtud del antiguo debate entre los economistas de oferta y los economistas de demanda.

Finalmente, el presente estudio podría ser ampliado considerando una mayor cantidad de regímenes definidos bajo algún criterio de cambio estructural, para analizar la dinámica en la convergencia de cada régimen.

## BIBLIOGRAFÍA

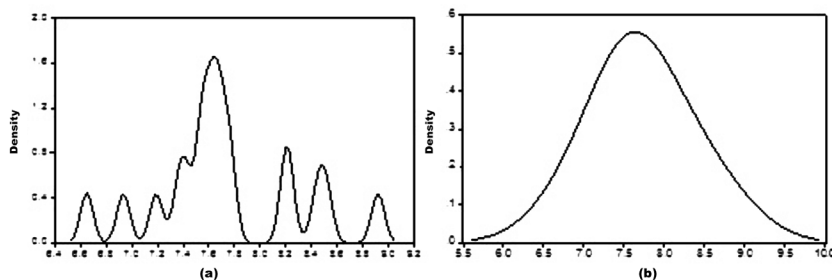
- Álvarez Ayuso, I., Lucas Santos, S. y Delgado, Ma. de Jesús (2009). “Globalización y convergencia económica: Un análisis empírico para los países de América Latina”, *Paradigma Económico*, 1, 40-59.
- Andrews, D.W.K. (1991), “Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation”, *Econometrica*, 59, pp. 817-858.
- Arbia, G. y Deglistudi A. (2004), “Alternative Approaches to Regional Convergence Exploiting both Spatial and Temporal Information”, *Estudios de Economía Aplicada*, 22(3), pp. 431-450.
- Bernard, A.B. y Durlauf, S.N. (1996), “Interpreting tests of the convergence hypothesis”, *Journal of Econometrics*, 71, pp. 161-173.
- Brida, J. G., London, S., y Risso, W. A. (2010), “Grupos de desempeño económico en los países de América: 1955-2003”, *Revista de la CEPAL*, 101, pp. 39-57.
- Cáceres, L. y Nuñez Sandoval, O. (1999), “Crecimiento económico y divergencia en América Latina”, *El trimestre económico* 66 (4), p. 264.
- Carlino, G. A., y Mills, L. O. (1993), “Are U.S. regional incomes converging? A time series analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 32, pp. 335-346.
- Cheung, Y. W., & Lai, K. S. (1997), “Bandwidth Selection, Prewhitening, and the Power of the Phillips-Perron Test”, *Econometric Theory*, 13(05), pp. 679-691.
- Dawson, J.W. y Strazicich, M.C. (2010), “Time-series tests of income convergence with two structural breaks: evidence from 29 countries”, *Applied Economics Letters*, 17(9), pp. 909-912.
- Dobson, S., y Ramlogan, C. (2002), “Economic growth and convergence in Latin America”, *Journal of Development Studies*, 38, pp. 83-104.
- Dollar, D. (2001), “Globalization, Inequality and Poverty since 1980”, Working paper, World Bank, pp. 1-39.
- Galvão, A. F. y Reis Gomes, A. F. (2007), “Convergence or divergence in Latin America? A time Series Analysis”, *Applied Economics*, 39(11), pp. 1353-1360.
- Ibañez, M. (2012), “Un análisis no convencional de la convergencia: a propósito de Quah. Aplicación a economías latinoamericanas”, en *XXVII Jornadas Anuales de Economía*, pp. 1-28 Banco Central del Uruguay.
- Kremer, M., A. Onaski, y J. Stock (2001), “Searching for Prosperity. Carnegie-Rochester”, *Conference Series on Public Policy*, 55, pp. 275-303.
- Lee, J. y Strazicich, M. (2001), “Break point estimation and spurious rejections with endogenous unit root tests”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63(5), pp. 535-558.
- Lee, J. y Strazicich, M. (2003), “Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks”, *Review of Economics and Statistics*, 85(4), pp. 1082-1089.

- Lindert, P. H. y Williamson, J. G. (2003), "Does Globalization Make the World More Unequal?", *NBER*, pp. 227-275.
- Mayoral, F. M. (2010), "Convergencia en América Latina. Un análisis dinámico", *Documentos de trabajo*, Universidad de Salamanca, pp. 1-18.
- Oxley, L. y Greasley, D. (1995), "A time series perspective on convergence: Australia, UK and USA since 1870", *The Economic Record*, 71, pp. 259-270.
- Phillips, P.C., SUL, D. (2009), "Economic transition and growth", *Journal of Applied Econometrics*, 24 (7), pp.1153-1185.
- Popp, S. (2008), "New innovational outlier unit root test with a break at an unknown time", *Journal of Statistical Computation and Simulations*, 78, pp. 1145-61.
- Quah, D. (1993), "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis", *The Scandinavian Journal of Economics*, 95-4, pp. 427-443.
- Quah, D. (1995), "Empirics for Economic Growth and Convergence", *Centre for Economic Performance, Discussion Paper N° 253*, pp. 1-23.
- Quah, D. (1996a), "Empirics for economic growth and convergence", *European Economic Review*, 40, pp. 1353-1375.
- Quah, D. (1996b), "Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics", *The Economic Journal*, 106 (43), pp. 1045-1055.
- Quiroga, P. (2010). Convergence Patterns in Latin America. School of Economics and Management, Aarhus University. Working Paper No. 2010-15.
- Rabanal, C. (2012), "Análisis de la convergencia económica internacional en el periodo 1950-2009", *Revista de Economía Mundial*, 31, pp. 161-191.
- Rincón Piedrahita, A. (1998), "Crecimiento económico en América Latina. Estudio basado en el modelo neoclásico", *El trimestre económico*. 65 (3), núm. 259.
- Rodríguez-Benavides, D., López-Herrera, F. y Venegas-Martínez, F. (2014), "Are there Economic Convergence Clubs in Latin America?", *Journal of Economics and Development Studies*, 2 (3), pp. 113-123.
- Shorrocks, A. F. (1978), "The measurement of mobility", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.1013-1024.
- Silverman, B.W. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, London: Chapman and Hall.
- The conference board (2016), "Total Economy Database", disponible en <http://www.conference-board.org/economics>, consultado en enero de 2016.
- The Maddison-Project (2016), <http://www.ggdc.net/maddison/maddison-project/home.htm>, consultado en enero de 2016.

## APÉNDICE A: ELECCIÓN DEL ANCHO DE BANDA (*BANDWIDTH*) ÓPTIMO

El ancho de banda ( $h$ ) es el parámetro de mayor dominio en el estimador *kernel* –expresión (4)–. Por lo tanto, elegir el ancho óptimo es una tarea crucial en la metodología de Quah. En este sentido, se puede demostrar que un valor arbitrariamente bajo deriva en una gran variabilidad, mientras que un valor arbitrariamente alto implica que la función obtenida será suave. La Figura A.1 ilustra este problema:

Figura A.1  
KERNEL GAUSSIANO. LOG PIB PER CÁPITA. USD GK 1990. AÑO: 1950



Fuente: elaboración propia.

En la Figura A.1.a se considera  $h=0.05$ , lo que deriva en una función con elevada variabilidad, mientras que en la figura A.1.b se considera  $h=0.5$ , que conduce a una campana de Gauss tradicional. En ambos casos, las representaciones no son estimadores aceptables de la función de densidad de probabilidad teórica, debido a que se basan en un ancho de banda no óptimo.

Se puede demostrar que el ancho de banda óptimo propuesto por Silverman (1986) es adecuado para una gran tipología de densidades, incluyendo al kernel Gaussiano.

Para comenzar, se define como  $f(y)$  a la función de densidad de probabilidad teórica (*a priori* no conocida) y a  $\hat{f}(y)$  como su estimador (basado en el conjunto de datos y el *kernel* elegido). Para medir la exactitud de  $\hat{f}(y)$ , se parte de la definición de *error cuadrático medio*:

$$ECM(\hat{f}(y)) = E[\hat{f}(y) - f(y)]^2 \quad (11)$$

Asimismo, el sesgo ( $S$ ) y la varianza ( $V$ ) de  $\hat{f}(y)$  pueden calcularse respectivamente como:

$$S(\hat{f}(y)) = E[\hat{f}(y) - f(y)] \quad (12)$$

$$V(\hat{f}(x)) = E[\hat{f}(x) - E(\hat{f}(x))]^2 \quad (13)$$

Por lo tanto, desarrollando el cuadrado de la expresión (11) y considerando las expresiones (12) y (13), resulta que:

$$ECM(\hat{f}(y)) = S^2 \hat{f}(y) + V\hat{f}(y) \quad (14)$$

La expresión (14) es fundamental para la obtención del ancho de banda ( $h$ ) óptimo. El mismo surge de elegir  $h$ , que minimice el *ECMI* (error cuadrático medio integrado). Por lo tanto, integrando (14) se tiene que:

$$ECMI(\hat{f}(x)) = \int S^2(\hat{f}(x)) + V(\hat{f}(x)) dx \quad (15)$$

El ancho de banda que hace *ECMI* mínimo es aquel que surge de hacer:

$$\frac{dECMI}{dh} = 0 \quad (16)$$

Se puede comprobar que la derivada expresada en (16) es igual a:

$$h^3 (\sigma_M^2)^2 \int (f''(y))^2 dy - \frac{1}{h^2 n} \int M^2(z) dz = 0 \quad (17)$$

donde  $z = \frac{y - Y_i}{h}$ .

Siendo así, el ancho de banda óptimo ( $h^*$ ) es igual a:

$$h^* = n^{-0.2} \left[ \int (f''(y))^2 dy \right]^{-0.2} \left[ \frac{\int M^2(z) dz}{(\sigma_M^2)^2} \right]^{-0.2} \quad (18)$$

Por lo tanto,  $h^*$  dependerá del tamaño de la muestra ( $n$ ), del modelo de densidad teórico no conocido ( $f''(y)$ ) y del *kernel* ( $M$  y su varianza asociada).

Para el caso de la expresión (5), considerando  $f(y)$  normal y  $M$  Gaussiano, se tiene que:

$$h^* = 1.0592\sigma n^{-0.2} \quad (19)$$

que funciona correctamente aun cuando  $f(y)$  no sea normal y siempre que la verdadera densidad no presente un sesgo elevado (Silverman, 1986). Silverman ha recomendado reducir el factor 1.0592 de la expresión (19) a 0.9. Esta regla es de uso muy difundido en la práctica por ser robusta a diferentes tipos de densidades y está dada por:

$$\hat{h}^* = 0.95n^{-0.2} \min(s, IQR/1.34) \quad (20)$$

donde *IQR* es el rango intercuartílico.