



Munich Personal RePEc Archive

Exist convergence across Latinamerican countries

Martín-Mayoral, Fernando
FLACSO-Ecuador

09. April 2008

Online at <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/16039/>
MPRA Paper No. 16039, posted 03. July 2009 / 02:28

¿Existe convergencia entre los países de América Latina?

Resumen: En el presente trabajo se estudia la evolución de las disparidades en el nivel de renta per cápita en los países de América Latina entre 1950 y 2008 a través de análisis de convergencia beta y sigma. El principal objetivo consiste en detectar si los países de la región han convergido hacia un nivel de renta per cápita de equilibrio común o si por el contrario, existen evidencias de convergencia hacia estados estacionarios diferenciados. Para ello se parte de la linealización del logaritmo de la función de producción neoclásica con tecnología y en términos per cápita utilizada habitualmente en la literatura de convergencia, y se aplica la metodología de datos de panel dinámicos. En concreto se emplean estimadores “GMM de sistema” ya que permiten eliminar las diversas fuentes de sesgo que afectan a este tipo de modelos, incluidas las producidas por la dependencia espacial entre países próximos. Los resultados obtenidos muestran que hasta 1985 parece existir un lento proceso de convergencia de los países Latinoamericanos hacia niveles de renta per cápita comunes. A partir de ese momento, el proceso de convergencia se dinamiza, lo que unido a un aumento en la dispersión en los niveles de renta per cápita de los países analizados, nos permite llegar a la conclusión de que el proceso de convergencia beta es condicional, hacia estados estacionarios bien diferenciados. Los principales factores determinantes de este proceso son la tasa de ahorro/inversión y el gasto público.

Clasificación JEL: E13, F43, O47

Autor: Fernando Martín Mayoral

Universidad: FLACSO-Ecuador

Dirección postal: FLACSO Ecuador - La Pradera E7-174 y Av. Diego de Almagro

Teléfono: (593 2) 3238888

Email: fmartin@flacso.org.ec

Existe convergencia entre los países de América Latina?

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años hemos asistido al surgimiento de un considerable número de trabajos en el ámbito académico que han analizado el proceso de convergencia entre los países de América Latina, sin que por el momento exista un consenso entre ellos. Los resultados obtenidos, más allá del debate científico, son de gran importancia, ya que justifican la conveniencia o no de la aplicación de políticas públicas enfocadas a aumentar la actividad económica de los países más pobres con el convencimiento de que un mayor nivel de renta lleva implícito un mayor bienestar de la población.

A pesar de las discrepancias existentes en los resultados obtenidos, los países han aplicado, en diferentes etapas de su historia reciente, y con mayor o menor intensidad, diversas políticas de desarrollo económico, enfocando sus esfuerzos a reducir las diferencias económicas existentes no solo a nivel personal sino también en el ámbito espacial, bajo el supuesto de que el mercado no es capaz de disminuir por sí solo dichos desequilibrios. Sin embargo, la evidencia empírica ha mostrado recurrentemente, una persistencia en las desigualdades de renta tanto entre países como al interior de los mismos, provocando una crisis de la economía keynesiana y una tendencia generalizada hacia modelos neoliberales, donde el papel del sector público en la economía fue reducido a favor del libre mercado.

La contrastación empírica de la hipótesis de convergencia se ha convertido en un instrumento utilizado recurrentemente por autores pertenecientes a las distintas escuelas de crecimiento económico para demostrar la validez de su modelo. La variable de medida habitual ha sido la

el ingreso real en términos per cápita y su crecimiento en un período determinado, debido en gran parte, a la disponibilidad de fuentes estadísticas internacionales¹.

En este sentido, el presente trabajo tiene por objeto analizar el proceso de convergencia económica entre los países de América Latina y los factores tradicionales responsables del mismo tratando de detectar si las disparidades económicas han tendido a reducirse de forma espontánea a través del propio funcionamiento del mercado o si por el contrario es necesaria la intervención pública por medio de políticas económicas y sociales activas para que se produzca dicho proceso. Para ello, el artículo está organizado de la siguiente forma. En el segundo apartado describe la evolución temporal de la renta per cápita en los países de América Latina durante el período 1950 a 2008, lo que nos permitirá tener una primera aproximación del proceso de concentración de la actividad económica en la región. En el tercer apartado, se llevan a cabo estimaciones de convergencia beta utilizando la metodología de datos de panel dinámico (GMM) y un breve análisis de convergencia sigma a través del índice de Theil. Finalmente se presentan las principales conclusiones.

2. HECHOS ESTILIZADOS

La evolución de la actividad económica en términos per cápita de los países de América Latina² entre 1950 y 2008³ ha sido dispar, lo que ha provocado un empeoramiento en la distribución del ingreso de la región, un hecho que ya había sido señalado por autores como Fanjzilber en 1990.

¹ Las principales aportaciones en este sentido surgen a raíz de la publicación de la base de datos internacional elaborada por Summers y Heston (1991). La CEPAL también ha realizado un gran esfuerzo para ofrecer fuertes estadísticas homogéneas entre países de América Latina.

² Se han considerado para el estudio los países de América del Sur, de América Central (con excepción de Belice por su comportamiento atípico) y de América del Norte (excluyendo, por supuesto, a Estados Unidos y Canadá).

³ Las bases de datos utilizadas ha sido la Penn World Tables (PWT) 6.2 elaborada por el Center for International Comparisons of Production, Income and Prices de la Universidad de Pennsylvania que contiene información entre 1950 y 2004 sobre el PIB per cápita a precios constantes (base 1990), población, tasa de inversión y otras variables que pueden influir en el estado estacionario como es el caso del grado de apertura de los países, la evolución del tipo de cambio, o el gasto público. La base de datos World Economic Outlook, octubre de 2007 del FMI se utilizó para completar el PIBpc hasta 2008 (estimaciones).

En la tabla 1 se presentan las desviaciones nacionales en renta real per cápita respecto a la media latinoamericana y de ésta con los datos de Estados Unidos. En él se observa una progresiva aproximación del PIB per cápita de los países de América Latina hacia la media regional entre 1950 y finales de 1980, tomando como medida de dispersión la desviación estándar. A partir de ese momento, las disparidades se incrementan considerablemente alcanzando niveles similares a los iniciales. Un comportamiento similar se aprecia al comparar el PIB real per cápita medio de Latinoamérica con Estados Unidos, aunque en este caso se evidencia un claro proceso de estancamiento económico de la región respecto a EEUU desde 1990.

**Tabla 1. América Latina y Estados Unidos:
Evolución del PIB real per cápita normalizado (1950-2008e*)**

| | 1951 | 1960 | 1970 | 1980 | 1990 | 2000 | 2008e |
|-------------|------|------|------|------|------|------|-------|
| ARG | 2.25 | 2.03 | 1.89 | 1.55 | 1.24 | 1.50 | 1.60 |
| BOL | 0.92 | 0.62 | 0.49 | 0.44 | 0.39 | 0.39 | 0.38 |
| BRA | 0.56 | 0.69 | 0.77 | 0.96 | 1.03 | 0.95 | 0.94 |
| CHI | 1.32 | 1.30 | 1.20 | 0.96 | 1.07 | 1.51 | 1.67 |
| COL | 0.76 | 0.72 | 0.67 | 0.69 | 0.82 | 0.80 | 0.84 |
| CRI | 0.96 | 1.16 | 1.10 | 1.00 | 0.95 | 1.10 | 1.19 |
| DOM | 0.53 | 0.55 | 0.54 | 0.56 | 0.62 | 0.86 | 1.01 |
| ECU | 0.59 | 0.60 | 0.52 | 0.71 | 0.67 | 0.57 | 0.57 |
| ELS | 0.81 | 0.77 | 0.72 | 0.57 | 0.56 | 0.63 | 0.59 |
| GUA | 0.70 | 0.64 | 0.61 | 0.58 | 0.53 | 0.51 | 0.45 |
| HON | 0.54 | 0.44 | 0.36 | 0.33 | 0.36 | 0.30 | 0.29 |
| MEX | 0.88 | 0.95 | 0.99 | 1.03 | 1.03 | 1.07 | 1.03 |
| NIC | 1.17 | 1.16 | 1.18 | 0.76 | 0.58 | 0.45 | 0.43 |
| PAN | 0.60 | 0.65 | 0.75 | 0.83 | 0.92 | 1.05 | 1.25 |
| PAR | 0.78 | 0.65 | 0.58 | 0.70 | 0.77 | 0.66 | 0.60 |
| PER | 0.82 | 0.79 | 0.90 | 0.71 | 0.53 | 0.56 | 0.63 |
| URU | 1.90 | 1.56 | 1.23 | 1.21 | 1.19 | 1.42 | 1.46 |
| VEN | 1.50 | 1.54 | 1.51 | 1.26 | 1.12 | 0.97 | 1.04 |
| AMLAT | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| USA | 3.64 | 3.36 | 3.39 | 3.11 | 4.08 | 4.54 | 4.32 |
| desv típica | 0.48 | 0.42 | 0.38 | 0.30 | 0.28 | 0.39 | 0.44 |

* El PIB per cápita normalizado se obtiene dividiendo cada PIB per cápita nacional para el PIB per cápita medio de la región. Este dato muestra el peso relativo de cada país con respecto a la media de América Latina.

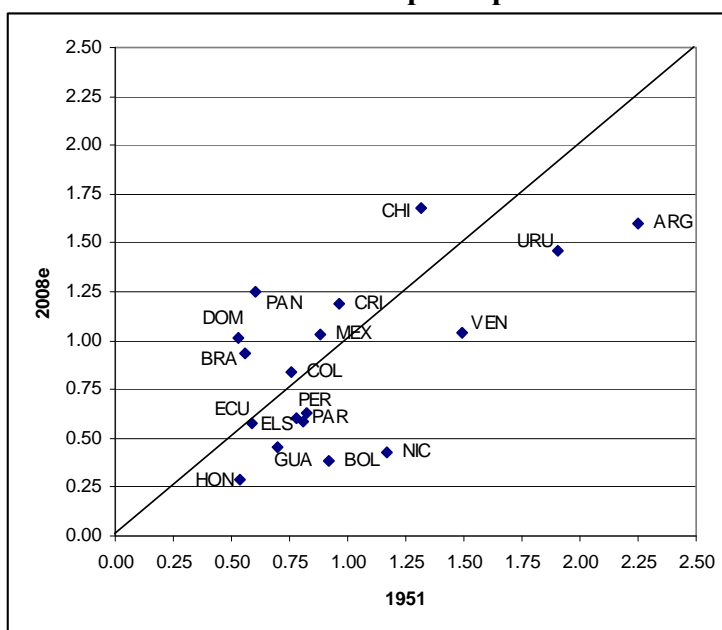
e = estimaciones del FMI Fuente: *Penn World Table 6.2* y *World Economic Outlook del FMI*.

A nivel individual, Chile en 2008, según las previsiones del FMI, ocupa el primer lugar entre los países de América Latina con una renta per cápita 1.67 veces superior a la media de la región, con una tendencia positiva desde 1990. Le siguen Argentina (1.60 veces) tras superar

la grave crisis económica iniciada en 1998 y Uruguay (1.46 veces). Panamá y República Dominicana, destacan por el acentuado ascenso en su renta per cápita registrado a partir de la década de 1990 permitiéndoles superar la media regional. Brasil por su parte, experimenta un fuerte crecimiento económico hasta la década de 1990, aunque a partir de ese momento, su crecimiento relativo vuelve a presentar una tendencia de lento decrecimiento. Los países que peor se han comportado han sido Honduras, Bolivia, Nicaragua y Guatemala, todos ellos con rentas per cápita por debajo del 50% de la media regional. Respecto a México, a pesar de formar parte del acuerdo de libre comercio con Estados Unidos y Canadá (NAFTA) y tener una fuerte concentración de sus exportaciones hacia Estados Unidos (cerca del 90% según datos de la UNCTAD) ha experimentado una evolución del PIB real per cápita muy similar a la media de los países latinoamericanos, durante todo el período considerado.

Con el objetivo de profundizar en el análisis descriptivo, a continuación se presenta una aproximación de los procesos de concentración de la renta per cápita en la región, a través de un gráfico de dispersión en los años 1951 y 2008.

Gráfico 1. Evolución del PIB per cápita normalizado en América Latina (1950-2008)



e = estimaciones del FMI Fuente: Penn World Table 6.2 y World Economic Outlook del FMI.

En 1951, parece evidenciarse una distribución bimodal, en la que Argentina, Uruguay y en menor medida Venezuela estarían agrupados en la parte superior de la distribución de ingresos per cápita, mientras que el resto de países parecen estar más concentrados en la cola inferior de la distribución. En 2008, la distribución parece seguir presentado dos modas, la superior formada por Argentina, Uruguay y Chile y la segunda por el resto de países, mientras que la dispersión se mantiene elevada. A partir del estudio de la bisectriz, se aprecia un empeoramiento en la situación económica respecto a 1951 de Honduras, Bolivia, Nicaragua, Venezuela, Uruguay, Argentina y en menor medida Guatemala, Paraguay, Perú y El Salvador (todos ellos se encuentran por debajo de la bisectriz). El resto de países mejoran sus posiciones respecto a 1951, sobresaliendo los países de centro y norte América (Panamá, Costa Rica, México y República Dominicana), junto con Chile y Brasil. Finalmente Ecuador y Colombia permanecen prácticamente en la misma situación.

Las principales conclusiones que podemos obtener de este primer análisis descriptivo son, en primer lugar, que entre 1950 y 2008 no existe un claro proceso de convergencia económica entre los países de América Latina sino más bien un cambio en sus posiciones relativas, manteniéndose prácticamente constante la dispersión en el nivel de renta per cápita.

3. MARCO TEÓRICO Y CONTRASTACIÓN EMPÍRICA.

El enfoque neoclásico del crecimiento económico, cuyo principal exponente es el modelo de crecimiento de Robert Solow (1956), basado en factores de oferta⁴, parte del supuesto de rendimientos marginales decrecientes en el capital y de la consideración de la tecnología como un factor exógeno que puede ser absorbido libremente por todas las economías, de modo que a medida que éstas se acercan a su estado estacionario, es decir, a medida que

⁴ La dotación de factores productivos y su evolución determinan el nivel de producción y su crecimiento.

aumentan su stock de capital, experimentarán menores tasas de crecimiento. Una vez alcanzado el nivel de producción de equilibrio, el mantenimiento de una tasa positiva de crecimiento a largo plazo dependerá exclusivamente del progreso tecnológico, de modo que los distintos países o regiones terminarán convergiendo a un mismo estado estacionario independientemente de cuál sea su grado de desarrollo inicial. Es lo que se conoció en la literatura como hipótesis de **convergencia- β absoluta**.

Un segundo enfoque, al que pertenecen los seguidores de los modelos de crecimiento endógenos, basados también en factores de oferta, llegan a conclusiones contrarias a la convergencia⁵, al considerar endógenas las variables determinantes del crecimiento económico. Es decir, parten del supuesto de ausencia de rendimientos decrecientes en el capital, como consecuencia de la escala y la acumulación (Romer 1987, Lucas 1988, Barro 1990, Rebelo 1991 o Grossman y Helpman 1991a, 1991b y 1994). La evidencia empírica pareció confirmar esta segunda hipótesis, al demostrar que las economías ricas habían crecido más rápidamente que las pobres, provocando un aumento en las disparidades económicas entre ambos grupos de países. Por consiguiente, únicamente a través de políticas activas, tanto de demanda como de oferta, las economías serían capaces de alcanzar una convergencia en el nivel de renta, abriendo diversos caminos al decisor político para actuar, que les era negados desde la vertiente del crecimiento neoclásico.

No obstante, los trabajos de Sala-i-Martin (1990), Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992a y 1992b) y Mankiw, Romer y Weil (MRW) (1992) reabrieron la polémica, al demostrar que la teoría de Solow no predecía convergencia absoluta entre todas las economías, sino sólo entre aquellas con características económicas e institucionales similares, fundamentalmente en

⁵ Los seguidores de las corrientes Keynesianas y postkeynesianas basadas en factores de demanda llegan a conclusiones similares.

términos de tasas de inversión en capital físico y humano. A este tipo de convergencia se la denominó **convergencia- β condicionada**. Los trabajos empíricos se enfocaron en detectar las variables que afectaban a la formación de los distintos estados estacionarios, como son el nivel de tecnología, la tasa de ahorro, la tasa de depreciación, la tasa de crecimiento de la población y el crecimiento de la productividad de cada economía, medida esta última de forma residual. Otras variables responsables del estado estacionario, consideradas en los estudios empíricos fueron el capital humano (MRW 1992), el grado de apertura internacional de cada país (Sachs y Warner 1997) o variables de tipo cualitativo que trataban de reflejar el comportamiento del mercado y su regulación por parte del sector público (Gwartney, Lawson y Block 1996), o el grado de corrupción entre otros. Según Barro (1991), se han estimado más de 50 variables en este tipo de análisis. Las principales conclusiones obtenidas en estos estudios fueron que una vez controlados los determinantes peculiares de cada economía, responsables de las diferencias nacionales o regionales en los estados estacionarios en el nivel de renta, se encontraba convergencia en amplias muestras de países o regiones. Y la segunda, que la velocidad de convergencia era muy similar en todos los casos, independientemente del contexto espacio-temporal analizado, lo que se interpretaba como solidez de los resultados y, al mismo tiempo, volvían a cuestionar la eficacia de las políticas públicas utilizadas para la corrección de desequilibrios regionales.

Sin embargo, las críticas continuaron, esta vez respecto a la velocidad de convergencia del dos por ciento anual obtenida por Barro y Sala-i-Martin (1992a), que en vez de ser vista como una prueba de la ineficacia de las políticas públicas, empezó a ser considerada como muestra de los importantes defectos de la metodología empleada. Quah (1994, 1996) argumenta que la

presencia de raíces unitarias en las series de renta⁶ podría explicar esta estabilidad del coeficiente de convergencia. No obstante, los defensores del análisis tradicional, para contrarrestar estas críticas complementaron el análisis econométrico de corte transversal que conduce a la estimación del coeficiente beta, con el análisis de la evolución a través del tiempo, de la desviación estándar de la distribución de ingresos per capita. Este nuevo concepto de convergencia introducido por Sala-i-Martin (1996a y 1996b) recibió el nombre de **convergencia sigma** y se produce cuando la dispersión en la distribución de una variable, (ya sea renta, producción o cualquier otra) aplicadas sobre una determinada población (ya sean individuos, factores productivos, etc.) entre distintas unidades territoriales (provincias, regiones, países, etc.) se reduce a lo largo del tiempo. Nuevamente Quah (1993a), vuelve a criticar este concepto demostrando que la presencia de convergencia beta es consistente con una varianza constante en la distribución entre economías e, incluso, con una varianza creciente, es decir, que los países no se dirijan hacia una convergencia condicionada sino hacia lo que el propio Quah denominó, un modelo “Twin Peaks” o dicho de otra forma, una bipolarización en dos grupos, conclusión ésta a la que también llegan Chatterji (1992) o Marcet (1994).

En la actualidad, ninguno de los enfoques descritos tienen una mayor aceptación por lo que la controversia continúa. Sin embargo, es indiscutible la importancia que tiene determinar qué tipo de modelo ofrece una descripción más ajustada de la realidad ya que, más allá del debate académico, la justificación de la existencia de una política de desarrollo regional o nacional depende, en última instancia, de la presencia o ausencia de fuerzas de mercado que provoquen procesos de convergencia entre países y regiones.

⁶ Una serie temporal generada a partir de un proceso autorregresivo de orden uno (es decir, $y_{it} = by_{it-1} + u_{it}$), se dice que contiene una raíz unitaria cuando es un proceso estocástico o aleatorio no estacionario. Por tanto, $|b| = 1$ y su varianza no es constante, condición necesaria para que el proceso sea estacionario.

La contrastación de la hipótesis de convergencia beta llevada a cabo en el presente estudio, parte de las ecuaciones fundamentales del modelo de crecimiento de Solow con tecnología y en términos per cápita. La función de producción Cobb-Douglas Harrod-neutral, homogénea de grado uno⁷ tiene la siguiente expresión:

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}, \quad (1)$$

donde Y_t es la renta per cápita de cada país en el momento t , K_t y L_t son los factores productivos capital y trabajo respectivamente. El crecimiento del factor trabajo coincide con el de la población, de modo que $L_t = L_0 e^{nt}$ donde L_0 es la cantidad inicial de trabajo y n su tasa de crecimiento determinada exógenamente. El factor residual o tecnología, también es considerado exógeno al modelo, y su crecimiento viene dado por la ecuación $A_t = A_0 e^{gt}$, donde A_0 es el nivel inicial de progreso técnico y g su tasa de crecimiento.

Expresando la ecuación (1) en términos per cápita, considerando que $y = \frac{Y}{L}$, se obtiene:

$$y_t = k_t^\alpha A_t^{1-\alpha}, \quad (2)$$

Esta ecuación muestra que la función de producción en términos per cápita depende no sólo del stock de capital per cápita, sino también del nivel de tecnología. Respecto a la función de acumulación del capital (\dot{K}_t), viene dada por la siguiente ecuación:

$$\dot{K}_t = sF(K_t, L_t A_t) - \delta K_t = sY_t - \delta K_t, \quad (3)$$

donde s es la tasa de ahorro/inversión y δ es la tasa de depreciación del capital.

⁷ La función de producción considerada cumple los supuestos de partida del modelo neoclásico ya que presenta rendimientos marginales decrecientes, rendimientos de escala constantes y verifica las condiciones de Inada.

Para expresarla en términos per cápita, considerando que $k = \frac{K}{L}$, tomando logaritmos y derivando:

$$\dot{k}_t = sy_t - (n + \delta)k_t = sk_t^\alpha A_t^{1-\alpha} - (n + \delta)k_t = sk_t^\alpha A_0^{1-\alpha} e^{(1-\alpha)gt} - (n + \delta)k_t, \quad (4)$$

En el estado estacionario, la renta por trabajador que se obtiene de las anteriores expresiones será:

$$y_t^* = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} A_t, \quad (5)$$

La ecuación (5) muestra que la renta per cápita de equilibrio está directamente relacionada con la tasa de ahorro/inversión y la tecnología al final del período, e inversamente relacionada con la tasa de crecimiento de la población, la tasa de progreso técnico y la tasa de depreciación.

Para analizar la dinámica de esta función de producción no lineal alrededor del estado estacionario⁸, normalmente se han utilizado aproximaciones log-lineales. En concreto se aplica una aproximación de Taylor de primer orden alrededor del estado estacionario, que permita reemplazar la ecuación inicial con aproximaciones que son lineales en la desviación logarítmica de las variables. La linealización del logaritmo de la renta en términos per cápita tiene el siguiente resultado:

$$\ln(y_t) - \ln(y_{t-1}) = (1 - e^{-\beta t}) \ln(A_0) + g(t - e^{-\beta t} t_0) + (1 - e^{-\beta t}) \left[\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) \right] - (1 - e^{-\beta t}) \ln(y_{t-1}), \quad (6)$$

⁸ Se considera que la economía aún no ha alcanzado el estado estacionario, pero no está muy lejos de hacerlo, de forma que es posible medir el crecimiento de la renta por trabajador efectivo entre dos periodos ($t, t+1$).

La mayor parte de los análisis empíricos han comparado un grupo de países o regiones en un momento determinado, a través, generalmente, de regresiones de sección cruzada por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) (Baumol 1986, De Long 1988, Barro 1991, MRW 1992, Barro y Sala-i-Martin 1992a ó Levine y Renelt 1992, por poner algunos ejemplos). Sin embargo, los análisis de corte transversal han recibido multitud de críticas⁹, llevando a los investigadores a buscar métodos alternativos de estimación de la convergencia beta. La metodología de datos de panel introducida por Loayza (1994), Barro y Lee (1994a y 1994b), Islam (1995), Barro y Sala-i-Martin (1995) o Lee, Pesaran y Smith (1997), pareció imponerse respecto a otros modelos econométricos. La principal ventaja cuando se trabaja con datos de panel es que permiten controlar los efectos individuales no observables de la función de producción asociados con el factor tecnológico, eliminando una importante fuente de sesgo sobre los determinantes tradicionales del nivel de producción per cápita del estado estacionario. Por otra parte, posibilitan el cálculo de la influencia de esos efectos sobre el proceso de convergencia de cada economía.

Para contrastar la hipótesis de convergencia beta condicional a partir de la metodología de datos de panel, partimos de la ecuación (6), y pasamos al segundo miembro $\ln(y_{it-1})$:

$$\ln(y_{it}) = (1 - e^{-\beta\tau}) \ln(A_0) + g(t - e^{-\beta\tau}t_0) + (1 - e^{-\beta t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s_{it}) - (1 - e^{-\beta t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n_{it} + g + \delta) + e^{-\beta t} \ln(y_{it-1}) + \eta_i + \rho_t + u_{it} \quad (7)$$

⁹ La principales críticas recibidas en las estimaciones basadas en regresiones de sección cruzada han sido: que únicamente permiten comparar dos momentos de tiempo, ignorando el resto de datos disponibles en períodos intermedios. Además solo pueden estimar variables que son observables y medibles por lo que ciertos factores como la tecnología y en general, todos aquellos efectos no observables que afectan al modelo, son ignorados, entrando a formar parte del término de error. Una tercera crítica relacionada con la anterior es que el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios parte del supuesto de independencia entre la perturbación aleatoria y los regresores [$u_{it} = iidN(0, \sigma^2)$] para obtener estimadores consistentes y eficientes. Sin embargo, esta independencia no se va a dar, debido a los efectos específicos de cada economía no observados, provocando problemas de correlación positiva estarán formando parte del término de error. Este hecho ya había sido advertido por autores como Mundlak (1961) o Lichtenberg (1992) o MRW (1992), recibiendo el nombre de “*sesgo por variables omitidas*”.

donde la renta per cápita al final del período está en función del nivel inicial de renta, de los determinantes tradicionales del estado estacionario [$\ln(n_{it} + g + \delta)$ y $\ln(s_{it})$]¹⁰; de η_i , que es el término individual específico de cada país, invariante en el tiempo; de ρ_t , que es el efecto temporal no cuantificable que varía en el tiempo, pero no entre las unidades de estudio y de a que sería el intercepto, una constante que no varía en el tiempo ni entre individuos.

No obstante, la metodología de datos de panel, aunque mejora el análisis respecto a las regresiones de sección cruzada, no consigue eliminar todas las fuentes de sesgo que afectan a los estimadores del modelo. En primer lugar, porque el modelo utilizado habitualmente en la estimación de la hipótesis de convergencia, constituye un proceso autorregresivo de primer orden que trata de capturar la dinámica de las economías hacia su estado estacionario, incluyendo entre las variables explicativas, el valor retardado T períodos de la variable dependiente, lo que provoca problemas de correlación con el término de error, y por consiguiente sesgo en los estimadores obtenidos por los distintos métodos de panel “estáticos”. Una segunda fuente de sesgo, viene dada por la posible endogeneidad de ciertas variables explicativas del estado estacionario, como es el caso de la población o la inversión en capital físico o humano, surgiendo problemas de correlación entre las variables explicativas y el término de error. Una tercera fuente de sesgo puede originarse en presencia de autocorrelación en los residuos, puesto que los retardos de los residuos estarían correlacionados con las variables explicativas cuando éstas son endógenas o incluso exógenas débiles¹¹.

¹⁰ Como en la mayor parte de los estudios de convergencia realizados, se han considerado constantes entre economías la tasa de depreciación y la tasa de crecimiento del progreso técnico.

¹¹ Una variable es exógena débil cuando $E(y_{it}u_{it}) \neq 0$ para $s > t$ y $E(y_{it}u_{it}) = 0$ en cualquier otro caso y es endógena cuando además el término de error contemporáneo está correlacionado con la variable dependiente ($E(y_{it}u_{it}) \neq 0$)

Para evitar estos problemas, frecuentemente se ha recurrido a métodos de estimación con variables instrumentales (VI) con el fin de sustituir las variables con problemas de endogeneidad o exogeneidad débil por otras que estando correlacionadas con éstas, fueran ortogonales al término de error. Los modelos dinámicos de datos de panel como el “método generalizado de momentos” (GMM) propuesto inicialmente por Holtz-Eakin, Newey y Rosen (1988) o Arellano y Bond (1991), son un caso particular de los modelos VI que ha dado mejores resultados. El GMM transforma el modelo tomando primeras diferencias para eliminar los efectos fijos no observados, e instrumenta las variables explicativas con problemas de endogeneidad o exogeneidad débil a través de una matriz de condiciones de momentos cuyos elementos (Z_i) deben cumplir la siguiente restricción de ortogonalidad: $\{E[Z_i'\Delta v_i]=0\}$. El estimador obtenido ha recibido el nombre de GMM DIF. Sin embargo, diversos estudios de simulación han mostrado que estos estimadores están afectados por un considerable sesgo en muestras finitas (Kiviet 1995, Blundell y Bond 1998, Hsiao, Pesaran y Tahmiscioglu, 1999) debido, en primer lugar, a que los estimadores GMM DIF obtienen resultados sesgados en presencia de autocorrelación en los términos de error, muestras finitas y con muchas condiciones de momentos. También se presentan sesgos cuando el coeficiente de la variable autorregresiva está muy cercano a 1, es decir, cuando la serie es altamente persistente o cercana a un proceso de la raíz unitaria, por lo que el parámetro no puede ser identificado usando las condiciones de momentos para las ecuaciones de primeras diferencias. En estos casos, las simulaciones muestran que el estimador GMM DIF estará fuertemente sesgado por defecto (Blundell y Bond, 1998), en particular cuando T es pequeño¹².

Un estimador alternativo que evita estos problemas es el sugerido por Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998), conocido con el nombre de estimador GMM extendido o de

¹² Este sesgo también se produce cuando la varianza del efecto fijo aumenta con relación a la varianza del término de error esférico.

sistema (GMM SYS). El GMM SYS combina dos conjuntos de ecuaciones, el primero formado por el sistema de ecuaciones en diferencias del GMM DIF, utilizando como instrumentos los niveles rezagados de la variable autorregresiva y_{it-1} y de las variables no exógenas (x_{it}); el segundo conjunto de ecuaciones está formado por un sistema de ecuaciones en niveles, que permite añadir un conjunto de condiciones de momentos en diferencias, al anterior conjunto de condiciones de momentos en niveles. Estas nuevas condiciones deben estar incorrelacionadas con los efectos individuales η_i (es decir, $E(\eta_i \Delta y_{it-1}) = 0$ y $E(\eta_i \Delta x_{it}) = 0$ para $i=1, \dots, N$ y $t=3, \dots, T$) para que Δy_{it-1} y Δx_{it} ¹³ sean instrumentos válidos para el conjunto de ecuaciones en niveles añadido por el GMM SYS. Además, la ausencia de correlación entre η_i y Δx_{it} permite que los niveles de x_{it} puedan estar correlacionados con los efectos fijos individuales η_i ¹⁴.

Sin embargo, en los últimos años, han surgido nuevas críticas por parte de la economía regional y la nueva geografía económica respecto al sesgo producido por las dependencias espaciales entre economías. Las interdependencias económicas entre países próximos, los llamados “spillovers” geográficos, pueden llevar a que los términos de error estén correlacionados espacialmente, es decir que no sean independientes entre regiones o países vecinos (Anselin 1988, Rey y Montouri 1999, Battisti y Di Vaio 2008) debido a que el crecimiento de una

¹³ Δx_{it} únicamente puede ser usado como instrumento de x_{it} si esta variable es estrictamente exógena o es predeterminada (exógena débil). Si x_{it} es endógena, entonces sólo serán válidos como instrumentos Δx_{it-1} .

¹⁴ Para comprobar si estas condiciones de momentos adicionales son válidas, se realizan distintas pruebas como los contrastes de hipótesis de Sargan o de Hansen de restricciones sobreidentificadas para comprobar la validez de la matriz de instrumentos en niveles, el test “Sargan-Difference” para determinar la validez de los instrumentos en diferencias que introduce el GMM SYS o el test de Hausman que permite comparar los estimadores GMM DIF obtenidos con los estimadores GMM SYS.

economía puede afectar al crecimiento de otras¹⁵. Para controlar estos efectos, autores como Getis y Griffith 2002, Badinger *et al.* 2004, Battisti y Di Viaio, 2008 han tratado de filtrar los datos para separar el componente espacial correlacionado a través de diversos métodos basados entre otros en el índice Moran I o la C de Geary (“*data driven approach*”). Otros como Rey y Montouri (1999), Fingleton (1999), Lopez Vazo *et al.* (2004) o Arbia (2006), han optado por introducir un factor espacial en la ecuación de convergencia (“*model driven approach*”) que puede ser el término de error de la ecuación original (“*spatial error model*”) o la variable dependiente rezagada espacialmente (“*spatial lag model*”)¹⁶.

A partir de estas consideraciones teóricas, a continuación se analiza el proceso de convergencia entre los países de América Latina para el período 1950-2006¹⁷, utilizando estimadores GMM SYS con el objetivo de obtener, de forma consistente y con el menor sesgo posible, los parámetros de las variables explicativas determinantes de la velocidad de convergencia y del nivel de renta per cápita en el estado estacionario. Para ello, se parte de la ecuación (6) transformada en primeras diferencias para eliminar la influencia de los efectos fijos.

$$\Delta \tilde{y}_{it} = b \Delta \tilde{y}_{it-1} + \sum_{j=1}^2 \varphi \Delta X_{it}^j + \Delta \tilde{\nu}_{it}, \quad (8)$$

donde y_{it} es el logaritmo del PIB per cápita real (en dólares de 1990), X_{it}^j es el vector de variables responsables del estado estacionario descritas en el modelo de Solow, formado por $\ln(s_{it})$, el logaritmo de la tasa de ahorro/inversión media en ese periodo, $\ln(n_{it} + g + \delta)$, el

¹⁵ Cuando la dependencia espacial no es corregida, se producen problemas de autocorrelación en los residuos como señala Gómez de Antonio (1999). Por consiguiente será necesario realizar un test de autocorrelación sobre los residuos para detectar este problema y corregirlo a través de los métodos descritos previamente.

¹⁶ Ver Fingleton y Lopez Vazo (2006) para un análisis detallado.

¹⁷ Las bases de datos utilizadas para el análisis dinámico de panel ha sido, la Penn World Tables (PWT) 6.2, el World Economic Outlook del FMI para completar el PIBpc hasta 2006, el World Development Indicators del Banco Mundial para completar las series de inversión, la CEPAL para gasto público, y la Organización Mundial del Comercio para exportaciones e importaciones sobre PIB.

logaritmo de la tasa de crecimiento media de la población n_{it} más una constante que representa la suma de la tasa de crecimiento de la tecnología (g) y la tasa de depreciación (δ), con un valor de 0.05. Además se han tenido en cuenta otras variables que han podido afectar al estado estacionario como son el grado de apertura comercial [$\ln(OPEN_{it})$], el gasto público, [$\ln(Gp_{it})$] o el tipo de cambio, [$\ln(TC_{it})$]. Las variables explicativas correlacionadas con los residuos fueron instrumentadas a través de sus valores retardados¹⁸. Respecto a t , se han considerado períodos de cinco años, con el fin de reducir la influencia de los ciclos económicos a corto plazo sobre los estimadores obtenidos sin perder demasiada información (Psacharopoulos y Arriagada 1986, Barro y Sala-i-Martin 1992a, Englander y Gurney 1994, Islam 1995, Raymond 1995, Caselli *et al.* 1996, Cellini 1997, Dabas y Zinni 2005, entre otros). Los principales resultados obtenidos de la estimación de la ecuación de convergencia (8) para $i=1, \dots, 18$ países de América Latina y $t=12$ (intervalos de 5 años) se presentan en la tabla (2).

Tabla 2. Estimación del modelo de convergencia β en renta per cápita con datos de panel dinámicos (GMM SYSTEM)¹⁹.

| Parámetro | 1950-2006 | | 1950-1985 | | 1985-2006 | |
|----------------------------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|
| | Valor | ratio t | Valor | ratio t | Valor | ratio t |
| $\ln(y_{it-1})$ | 0.955 | 42.29 | 0.942 | 28.06 | 0.977 | 36.58 |
| $\hat{\beta}$ implícito | -0.021 | | -0.004 | | -0.065 | |
| $\ln(s_{it})$ | 0.098 | 5.13 | 0.083 | 3.60 | 0.160 | 3.10 |
| $\ln(n_{it} + g + \delta)$ | 0.017 | 4.48 | 0.016 | 1.49* | 0.016 | 2.54 |
| $\ln(OPEN_{it})$ | 0.014 | 1.17* | 0.012 | 0.81* | 0.028 | 1.77 |

¹⁸ Como ejercicio de control, se consideró que las variables responsables del estado estacionario eran exógenas, mientras que la variable autorregresiva era predeterminada. Posteriormente, se contrastó el residuo obtenido con los valores presentes y futuros de ambas variables, comprobando que existía correlación entre los errores pasados y los valores presentes de $\ln(\tilde{n}_{it} + g + \delta)$, lo que demostraba su condición de variable predeterminada, mientras que $\ln(\tilde{s}_{it})$ estaba correlacionada con los errores contemporáneos y retardados, demostrando su endogeneidad. Por ese motivo, el modelo ha sido estimado instrumentando la tasa de ahorro/inversión y la tasa de crecimiento de la población.

¹⁹ Se utilizaron como instrumentos y_{it-2} , $\ln(n_{it-1} + g + \delta)$, $\ln(s_{it-1})$ y sus retardos 1 período en las dos primeras estimaciones e y_{it-2} , $\ln(n_{it-1} + g + \delta)$, $\ln(OPEN_{it-1})$ en la tercera.

| | | | | | | |
|---|--------|-------|--------|--------|--------|-------|
| $\ln(Gp_{it})$ | -0.116 | -3.28 | -0.079 | -2.52 | -0.125 | -2.88 |
| $\ln(TC_{it})$ | -0.002 | -2.02 | -0.001 | -1.14* | -0.007 | -3.25 |
| m1 | -3.01 | | -2.70 | | -1.72 | |
| m2 | -0.22 | | -0.63 | | -0.39 | |
| Test de Hansen (Prob >chi2) | 1.000 | | 1.000 | | 1.000 | |
| Obs. | 155 | | 92 | | 63 | |
| * no significativo; ** significativo al 90%. Variable dependiente: $\ln y_{it}$ Estimación robusta. | | | | | | |

El test de autocorrelación de Arellano y Bond (1991) muestra la presencia de autocorrelación de primer orden, pero no de segundo, en los residuos de la ecuación en diferencias, como estaba previsto. Este resultado a su vez, demuestra la ausencia de dependencia espacial en el modelo estimado que podría sesgar los estimadores²⁰. Por otra parte, el test de Hansen de restricciones sobreidentificadas verifica la validez de las variables instrumentales utilizadas, lo que significa que el conjunto de condiciones de momentos propuesto cumple la propiedad $E[Z_i'\Delta v_i]=0$, considerando, bajo la hipótesis nula, que los instrumentos utilizados están incorrelacionados con los residuos²¹ y el test de “Sargan-diferencia” no detecta problemas de validez en los nuevos instrumentos en diferencias para la ecuación en niveles añadida por el GMM SYS.

El parámetro de pendiente (b), es significativo en todos los períodos considerados y tiene el signo correcto, demostrando la presencia de convergencia beta de los países de América Latina. Para el período 1950-1985, la velocidad de convergencia de los países fue de 0.4% anual, mientras que para el período 1985-2006 aumenta a 6.5%. Respecto a las variables responsables del estado estacionario, la tasa de ahorro tuvo un efecto positivo sobre el

²⁰ La ausencia de correlación serial de segundo orden en los residuos del modelo GMM en primeras diferencias (que Δv_{it} sea ortogonal a Δv_{it-2} y a Δv_{it+2}) implica ausencia de autocorrelación entre los residuos de la ecuación en niveles, es decir, que los efectos espaciales no afectan al modelo. No obstante, por la propia construcción del modelo GMM, existirá correlación serial de primer orden en los estimadores GMM (Δv_{it} con Δv_{it-1} al compartir el término v_{it-1} y con Δv_{it+1} al compartir el término v_{it}).

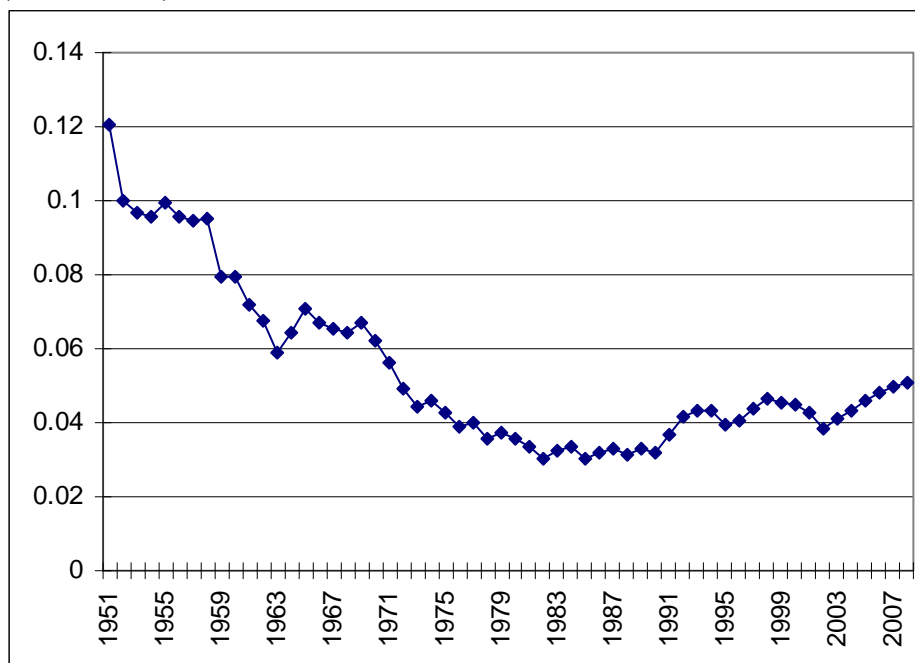
²¹ Los p-valor obtenidos son superiores a 0.10, lo que significa que se acepta la hipótesis nula y los instrumentos son válidos.

crecimiento de la renta per cápita como se esperaba, con una influencia que varía entre el 8,3% en el período 1950-1985 y el 16% en el período 1985-2006. Por el contrario, la tasa de crecimiento de la población tuvo un efecto mucho más discreto sobre el proceso de convergencia latinoamericano, con signo contrario a lo que predice el modelo de crecimiento neoclásico y con un resultado no significativo estadísticamente en el período 1950-1985. Respecto al grupo de variables no tradicionales que afectan al estado estacionario, el gasto público ha afectado negativamente al nivel de renta per cápita de equilibrio, con una contribución de -7.9% hasta 1985 y del -12.5% desde ese momento. Este resultado coincide con el obtenido en otros estudios donde se han encontrado evidencias de una relación inversa entre el tamaño del gobierno y la tasa de crecimiento de la renta per cápita (Landau 1986, Barro 1989 y 1991, Grier y Tullock 1989, Barth and Bradley 1987, Fölster and Henrekson 1999, entre otros). El grado de apertura comercial resultó significativo a partir de 1985, con una efecto positivo sobre el estado estacionario de los países del 2.8% entre 1985 y 2006. Finalmente, el tipo de cambio también fue significativo desde 1985 con una contribución negativa, aunque prácticamente nula (0.7%).

Finalmente, para reforzar el análisis de convergencia beta, se ha realizado un análisis de **convergencia sigma** de los países de América Latina utilizando el índice de Theil ponderado por su población relativa, una medida de desigualdad que permite obtener mejores resultados sobre la dinámica de la evolución de las disparidades en la renta per cápita de los países que los tradicionales indicadores de dispersión²².

²² El análisis de convergencia sigma ha sido habitualmente analizado a través de medidas de dispersión como el coeficiente de variación, la desviación típica del logaritmo o la varianza del logaritmo. Sin embargo, estos indicadores presentan dos limitaciones importantes. La primera es que no es posible ponderar a los individuos de la muestra por su población o por su renta relativas. La segunda limitación es que no permite determinar cual es la contribución individual de cada país al índice agregado por lo que no es posible saber cuáles son los países responsables del proceso de convergencia (Quah 1993a, 1993b, 1996; Rey y Montouri 1999; Lopez-Bazo *et al.*, 1999). Por ese motivo, un número creciente de autores han empleado indicadores alternativos, como es el caso de los índices de desigualdad. En Shorrocks (1980, 1984) se puede obtener una explicación detallada de los mismos.

Gráfico 2. Análisis de convergencia sigma en América Latina (Índice de Theil²³) (1951-2008e)



Fuente: Penn World Table 6.2 y World Economic Outlook del FMI.

En el gráfico 2, se observa un claro proceso de convergencia sigma entre los países latinoamericanos durante el período 1950-1985 lo que supone una reducción en la dispersión de los mismos. Sin embargo, a partir de ese momento, las disparidades en el nivel de renta entre estos países tienden a aumentar lentamente.

4. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se estudia el proceso de convergencia en renta per cápita entre los países de América Latina entre 1950 y 2008 a partir de las series de datos PWT 6.2 y World Economic Outlook, del FMI. En un primer análisis descriptivo, se observan procesos de concentración entre los países de la región y de aproximación a la renta per cápita de Estados Unidos hasta la década de 1980, momento a partir del cual se produce un cambio de tendencia hasta niveles, en 2008, próximos a los evidenciados en 1950. El análisis de dispersión muestra

²³ En concreto se ha utilizado el índice de Theil (0) donde se da un mayor peso a la evolución de la dispersión en los ingresos de la cola inferior de la distribución, es decir, a los cambios producidos en los países más pobres.

un comportamiento diferenciado en la evolución económica de los países latinoamericanos aunque con una tendencia a la concentración de los mismos hacia una distribución unimodal. Cabe señalar el fuerte crecimiento económico experimentado por Panamá, República Dominicana desde 1990 y Brasil hasta ese momento, que les ha permitido mejorar significativamente su posición relativa en la distribución de ingresos per cápita respecto a 1950. Por el contrario, Argentina, Uruguay Venezuela, Nicaragua o Bolivia han experimentado tasas de crecimiento inferiores a la media regional, que les ha llevado hacia cotas inferiores de la distribución.

A fin de analizar si detrás de este comportamiento observado existe un proceso de convergencia beta de los países latinoamericanos hacia un estado estacionario común o hacia estados estacionarios diferenciados, se procedió a estimar las series estadísticas de datos de panel a través del método generalizado de momentos utilizando el estimador GMM de sistema para evitar posibles sesgos. Los resultados obtenidos parecen mostrar un proceso de convergencia muy lento (0.4% al año) entre 1950 y 1985, que coincide con una disminución en la dispersión entre los países de la región observada a través del estudio de la convergencia sigma, por lo que podría tratarse de un proceso de convergencia beta de los distintos países hacia un estado estacionario común. Sin embargo, desde 1985, el proceso de convergencia beta es mucho más dinámico (6.5% al año), lo que unido al aumento de la dispersión observada a partir de ese momento a través del análisis de convergencia sigma, nos permite llegar a la conclusión de que el proceso de convergencia beta es condicional, de grupos de países hacia estados estacionarios diferenciados, que dependen positivamente de la tasa de ahorro/inversión y negativamente del gasto público. El resto de variables considerado tuvo una influencia mucho menor aunque cabe señalar un discreto efecto positivo del grado de

apertura de los países sobre el estado estacionario. Esta conclusión introduce el concepto de clubs de convergencia que deberá ser analizado en futuras investigaciones.

5. BIBLIOGRAFÍA

- ANSELIN L. (1988): *Spatial econometrics: methods and models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- ARBIA G. (2006): *Spatial econometrics: statistical foundations and applications to regional convergence*. Advances in Spatial Science. Berlin: Springer.
- ARELLANO, M. y BOND, S. (1991): "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
- ARELLANO, M. y BOVER, O. (1995): "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models", *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29-51.
- BADINGER H., MÜLLER W.G. y TONDL G. (2004): "Regional convergence in the European Union, 1985–1999: a spatial dynamic panel analysis". *Regional Studies* 38, pp. 241–253
- BARRO, R. J. (1989): *Economic Growth in a Cross Section of Countries*, NBER, working paper 3120, Septiembre.
- BARRO, R. J. (1990): "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, 98 (5), pp. 103-125.
- BARRO, R. J. (1991): "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp. 407-443.
- BARRO, R. J. y LEE, J. W (1994b): "Sources of economic growth", *Carnegie Rochester Conference series on Public Policy* 40, pp. 1-46.
- BARRO, R. J. y LEE, J. W. (1994a): *Losers y Winners in Economic Growth*, Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics Washington D.C.: World Bank, pp. 267-297.
- BARRO, R. J. y SALA-I-MARTIN, X. (1991): "Convergence across states and regions", *Brookings Papers on Economic Activity, I, Washington, D.C., The Brookings Institution*, pp. 107-182.
- BARRO, R. J. y SALA-I-MARTIN, X. (1992a): "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100 (2), pp. 407-443.
- BARRO, R. J. y SALA-I-MARTIN, X. (1992b): "Regional growth and migration: a Japan-United States comparison", *Journal of the Japanese y International Economies*, 6, 4, Amsterdam, Elsevier Science, diciembre.
- BARRO, R. J. y SALA-I-MARTIN, X. (1995): *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.
- BARTH, J.R., AND BRADLEY, M.D. (1987) "The Impact of Government Spending on Economic Activity", Manuscript. George Washington University.
- BATTISTI M. y DI VAIO, G. (2008): "A spatially filtered mixture of β -convergence regressions for EU regions, 1980–2002", *Empirical Economics* 34/1, pp. 105-121

- BAUMOL, W. (1986): "Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data show", *American Economic Review*, 76 (5), pp. 1072-1085.
- BLUNDELL, R. y BOND, S. (1998): "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-143.
- CASELLI, F., ESQUIVEL, G. y LEFORT, F. (1996): "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics", *Journal of Economic Growth*, 1, pp. 363-389.
- CELLINI, R. (1997): "Growth empirics: evidence from a panel of annual data", *Applied Economics Letters*, 4 (6), pp. 347-351(5)..
- CHATTERJI, M. (1992): "Convergence clubs and endogenous growth", *Oxford Review of Economic Policy* 8 (4), pp. 57-69.
- DABAS, C. y ZINNI, B. (2005): *No Convergencia en América Latina*, Asociación argentina de Economía Política. Reunión de La Plata, 2005.
- DE LONG, B. (1988): "Productivity Growth, Convergence and Welfare: Comment", *American Economic Review*, 78 (5), pp. 1138-1154.
- ENGLANDER, S. y GURNEY, A. (1994): *Medium-term determinants of OECD productivity*, OECD Economic Studies, No. 22.
- FAJNZYLBER F. (1990): *Industrialización en América Latina: de la "caja negra" al "casillero vacío"*. Serie Cuadernos de la CEPAL.
- FINGLETON B. (1999): "Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union". *International Regional Science Review* 22, pp. 5-35.
- FINGLETON, B. y LÓPEZ-BAZO, E. (2006): "Empirical Growth Models with Spatial Effects", *Papers in Regional Science*, 85, pp. 177-198.
- FÖLSTER, S. y HENREKSON, M. (1999): "Growth and the public sector: a critique of the critics", *European Journal of Political Economy* 15 (1999), pp. 337-358.
- GETIS A., GRIFFITH D.A. (2002): "Comparative spatial filtering in regression analysis". *Geographical Analysis* 34/2, pp.130-140
- GÓMEZ DE ANTONIO, M. (1999): "Econometría espacial: algunos aspectos generales", *Documentos de Trabajo*, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad Complutense de Madrid
- GRIER, K. y TULLOCK, G. (1989): "An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951-1980", *Journal of Monetary Economics*, Vol-24, No. (1), pp. 259-276.
- GROSSMAN, G. y HELPMAN, E. (1991a): *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press, Cambridge.
- GROSSMAN, G. y HELPMAN, E. (1991b): "Quality Ladders in the Theory of Growth", *Review of Economic Studies*, 1991, 58, pp. 43-61 .
- GROSSMAN, G. y HELPMAN, E. (1994): "Endogenous Innovation in the Theory of Growth", *Journal of Economic Perspectives* 8, pp. 23-44.
- GWARTNEY, J., R. LAWSON, AND W. BLOCK. (1996): *Economic Freedom of the World, 1975-1995* (Vancouver: The Fraser Institute).
- HOLTZ-EAKIN, D., NEWKEY, W. y ROSEN, H. S. (1988): "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data", *Econometrica*, 56, pp. 1371-1395.

- HSIAO, C., PESARAN, M. H. y TAHMISIOGLU, A. K. (1999): *Bayes Estimation of Short-Run Coefficients in Dynamic Panel Data Models*, in C. Hsiao, K. Lahiri, L.-F. Lee, y M.H. Pesaran (eds.), *Analysis of Panels and Limited Dependent Variables: A Volume in Honour of G. S. Maddala*, Cambridge University Press, pp. 268-296.
- ISLAM, N. (1995): "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp. 1127-1170.
- KIVIET, J. (1995): "On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, 68(1), pp. 53-78.
- LANDAU, D. (1986): "Government and Economic Growth in the Less Developed Countries: An Empirical Study for 1960-1980", *Economic Development and Cultural Change*, 35, pp. 35-75.
- LEE, K., PESARAN, M. H. y SMITH, R. P. (1997): "Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model", *Journal of Applied Econometrics*, 12, pp. 357-392.
- LEVINE, R. y RENELT, D. (1992): "A sensitivity analysis of cross-country growth regressions", *American Economic Review*, 82 (4), pp. 942-963.
- LICHTENBERG, F. (1992): *R&D investment and international productivity differences*, NBER WP. 4161.
- LOAYZA, N. (1994): A Test of the International Convergence Hypothesis Using Panel Data, World Bank, Policy Research Working Paper 1333.
- LÓPEZ-BAZO E., VAYÁ E. y ARTÍS M. (2004): "Regional externalities and growth: evidence from European regions". *Journal of Regional Science* 44, pp. 43-73
- LOPEZ-BAZO, E., VAYA, E., MORA, A. y SURINACH, J. (1999): "Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union", *The Annals of Regional Science* 33 (3), pp. 343-370.
- LUCAS, R. E. (1988): "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics*, 2., pp. 3-42.
- MANKIW, N. G., ROMER, D. y WEIL, N. (1992): "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107, N° 2, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press, pp. 407-437.
- MARCET, A. (1994): *Los pobres siguen siendo pobres: Convergencia entre regiones y países, un análisis bayesiano de datos de panel*, en Crecimiento y Convergencia regional en España y en Europa, Vol II. Instituto de Análisis Económico, Barcelona.
- MUNDLAK, Y. (1961): "Empirical production function free of management bias", *Journal of Farm Economics*, 43, pp. 44-56.
- PSACHAROPOULOS, G. y ARRIAGADA, A. (1986): "The educational composition of labour force: an international coparison", *International Labour Review* 125(s) pp. 56-174.
- QUAH, D. T. (1993a): "Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, 95 (4), pp. 427-443.
- QUAH, D. T. (1993b): "Empirical cross-section dynamics in economic growth", *European Economic Review, Elsevier*, 37(2-3), pp. 426-434.
- QUAH, D. T. (1994): "Exploiting cross-section variation for unit root inference in dynamic data". *Economics letters*, 44(1-2), pp. 9-20.

- QUAH, D. T. (1995): *Empirics for Economic Growth y Convergence*, CEPR Discussion Papers 1140, C.E.P.R. Discussion Papers.
- QUAH, D. T. (1996): "Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics", *Economic Journal, Royal Economic Society*, 106 (437), pp. 1045-55.
- RAYMOND, J. L. (1995): "Crecimiento Económico, Factor Residual y Convergencia en los Países de la Europa Comunitaria", *Papeles de Economía Española*, núm 63, pp. 93-111.
- REBELO, S. (1991): "Long-run policy analysis and long-run growth", *Journal of Political Economy*, 99 (3), pp. 500-512.
- REY, S. J. y MONTOURI, B. D. (1999): "US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric perspective", *Regional Studies, Regional Studies Association*, 33, no 3, pp. 145-156.
- ROMER, P. M. (1987): "Growth Based on Increasing Returns due to Specialization", *American Economic Review*, 77 (2), pp. 56-62.
- SACHS, J. D. y WARNER, A. (1997): *Natural Resource Abundance and Economic Growth*, Harvard University, Cambridge.
- SALA-I-MARTIN, X. (1990): *On Growth and States*, Tesis doctoral, Harvard, Universidad de Harvard.
- SALA-I-MARTIN, X. (1996a): "The classical approach to convergence analysis", *Economic Journal* 106, pp. 1019-1036.
- SALA-I-MARTIN, X. (1996b): "Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence", *European Economic Review, Elsevier*, 40(6), pp. 1325-1352.
- SHORROCKS, A. F. (1980): "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures", *Econometrica*, 48, pp. 613-625.
- SHORROCKS, A. F. (1984): "Inequality decomposition by population subgroups", *Econometrica*, 52, pp. 1369-1386.
- SOLOW, R. M. (1956): "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, n° 1, pp. 65-94.
- SUMMERS, R. y HESTON, A. (1991): "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988", *Quarterly Journal of Economics* 106(2), pp. 327-368.
- TEMPLE, J. (1998): "Equipment Investment in the Solow Model", *Oxford Economic Papers* 50, pp. 39-62.