



VNIVERSIDAD
D SALAMANCA

Instituto de Iberoamérica
Universidad de Salamanca

Documentos de Trabajo

Fernando Martín Mayoral
Convergencia en América Latina.
Un análisis dinámico.



instituto de iberoamérica
universidad de salamanca

DT 02/2010



Instituto de Iberoamérica
Universidad de Salamanca
Documentos de Trabajo

Autor: Fernando Martín Mayoral

Título: Convergencia en América Latina. Un análisis dinámico.

Fecha de publicación: 15/04/2010

ISSN: 1989-905X



Resumen:

Este documento 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. Partiendo de una función de producción neoclásica con tecnología s se aplica una metodología de datos de panel dinámicos (GMM de sistema). Los resultados obtenidos muestran un lento proceso de convergencia hasta 1985 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, nos permite llegar a la conclusión de que el proceso de convergencia beta es condicional, es decir, hacia estados estacionarios diferenciados. Los principales factores determinantes han sido la tasa de inversión y el gasto público.

Palabras clave:

América Latina, crecimiento económico, modelos neoclásicos de crecimiento, disparidades económicas, convergencia sigma, convergencia beta.

Abstract:

This paper studies the evolution of disparities in per capita income across Latin American countries between 1950 and 2008 through beta and sigma convergence analysis. We assume a neoclassical production function with technology and apply dynamic data panel methodologies (GMM system estimators). The results show a slow beta convergence process in per capita income up to 1985 across Latin American countries. Since then, the convergence process augment, which together with an increase in the dispersion in per capita income, let us conclude that the process is conditional, to different steady states. The main determinants of this process were the rate of investment and public spending.

Keywords:

Latin America, economic growth, neoclassical growth models, economic disparities, sigma convergence, beta convergence.





Índice

I. INTRODUCCIÓN	1
II. COMPORTAMIENTO DEL PIB ENTRE 1950 Y 2008	2
III. MARCO TEÓRICO Y CONTRASTACIÓN EMPÍRICA.	5
IV. CONCLUSIONES	15
V. ÍNDICE DE GRÁFICOS E ILUSTRACIONES.....	16
VI. ÍNDICE DE TABLAS	17
VII. REFERENCIAS	18



I. Introducción

Los países de América Latina han mostrado una desigual evolución en su renta per cápita sin que se pueda concluir que existe un claro proceso de convergencia entre ellos. Diversos estudios han tratado de analizar este proceso entre los países de América Latina, así como las variables responsables de su evolución, sin que por el momento exista un consenso entre ellos. Sin embargo, las conclusiones obtenidas en dichos estudios son de gran importancia para los gobiernos de la región, ya que justifican la conveniencia o no de la aplicación de políticas públicas como fuentes de crecimiento económico.

Con estos antecedentes, el presente trabajo tiene por objeto analizar el proceso de convergencia económica entre los países de América Latina a través de un modelo de datos de panel dinámico, tratando de detectar cuales han sido los factores responsables del mismo. El artículo está organizado de la siguiente forma. En el segundo apartado se realiza un análisis descriptivo de la evolución 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), que se complementan con un análisis de convergencia sigma a través del índice de Theil. Finalmente se presentan las principales conclusiones.



II. Comportamiento del PIB entre 1950 y 2008

Los países de América Latina han tenido un dispar comportamiento en su actividad económica entre 1950 y 2008, provocando un aumento en la dispersión en la renta per cápita entre los países de la región, un hecho que ya había sido señalado por autores como Fanjzilber en 1990. Como se observa en la tabla 1, se ha producido una progresiva aproximación del PIB per cápita de los países de América Latina¹ 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.

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.

¹ 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).

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

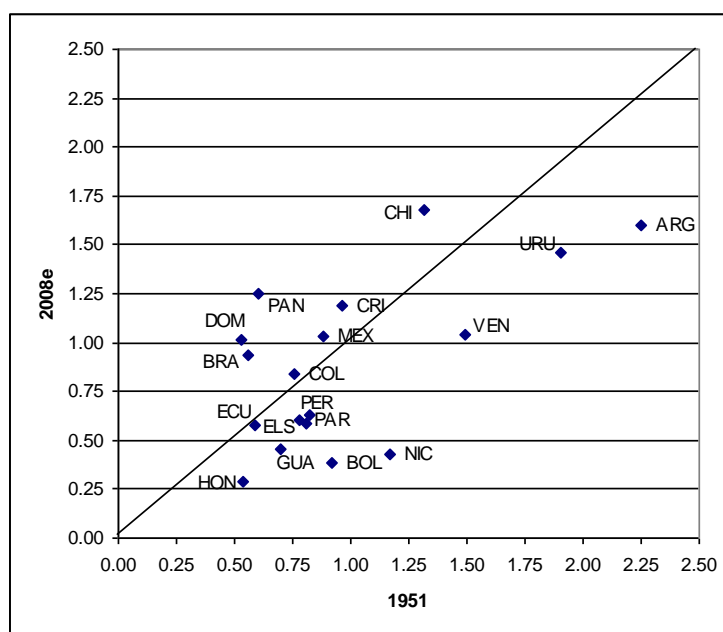
* El PIB per cápita normalizado se obtiene dividiendo cada PIB per cápita nacional para el PIB per cápita medio de la región. Este dato muestra el peso relativo de cada país con respecto a la media de América Latina.

e = estimaciones del FMI Fuente: Penn *World Table 6.2* y *World Economic Outlook del FMI*.²

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.

² 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).

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.



III. Marco teórico y contrastación empírica.

El trabajo seminal de Robert Solow (1956) supone el inicio de la teoría neoclásica del crecimiento. De acuerdo a estos modelos, el aumento de la actividad económica estaba basado en factores de oferta³, bajo el supuesto de rendimientos marginales decrecientes en el capital y la consideración de la tecnología como un factor exógeno que puede ser absorbido libremente por todas las economías. De esta forma a medida que los países se aproximan a su estado estacionario, es decir, a medida que aumentan su stock de capital, experimentarán menores tasas de crecimiento. Una vez alcanzado el nivel de producción de equilibrio, la tasa de crecimiento se estabilizan al ritmo de crecimiento 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 (hipótesis de **convergencia- β absoluta**).

Un segundo enfoque, al que pertenecen los seguidores de los modelos de crecimiento endógenos (Romer, 1987; Lucas, 1988; Barro, 1990 o Rebelo, 1991), que también estaban basados en factores de oferta, pero al contrario de los modelos neoclásicos, llegan a conclusiones contrarias a la convergencia⁴, 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. 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

³ La dotación de factores productivos y su evolución determinan el nivel de producción y su crecimiento.

⁴ Los seguidores de las corrientes Keynesianas y postkeynesianas basadas en factores de demanda llegan a conclusiones similares.



similares, fundamentalmente en 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 renta⁵ 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 cápita. 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)

⁵ 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.



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.

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 uno⁶ 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:

⁶ 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.



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

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.

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 el análisis de convergencia se parte de una linealización de la función de producción alrededor del estado estacionario, utilizando aproximaciones log-lineales.:

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

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

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



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 $\ln(s_{it})]$ ⁷; 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 interceptor, una constante que no varía en el tiempo ni entre individuos.

No obstante, la metodología de datos de panel, 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 débiles⁸.

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

⁷ 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.

⁸ 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 ($E(y_{it}u_{it}) \neq 0$)



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 pequeño⁹.

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 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} ¹⁰ 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 ¹¹.

⁹ Este sesgo también se produce cuando la varianza del efecto fijo aumenta con relación a la varianza del término de error esférico.

¹⁰ 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} .

¹¹ 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



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 economía puede afectar al crecimiento de otras¹². Para controlar estos efectos, autores como Getis y Griffith (2002), Badinger *et al.* (2004), Battisti y Di Vaio, (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*”)¹³.

A partir de estas consideraciones teóricas, a continuación se analiza el proceso de convergencia entre los países de América Latina para el período 1950-2006¹⁴, 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:

$$\Delta y_{it} = b\Delta y_{it-1} + \sum_{j=1}^2 \phi \Delta X_{it}^j + \Delta v_{it}, \quad (8)$$

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,

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.

¹² 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.

¹³ Ver Fingleton y Lopez Vazo (2006) para un análisis detallado.

¹⁴ 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.



formado por $\ln(s_{it})$, el logaritmo de la tasa de ahorro/inversión media en ese periodo, $\ln(n_{it} + g + \delta)$, el 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 retardados¹⁵. 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).

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 estimadores¹⁶. 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 $E \mathbf{Z}'_i \Delta v_i = 0$, considerando, bajo la hipótesis nula, que los instrumentos utilizados están incorrelacionados con los residuos¹⁷ y el test de

¹⁵ 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.

¹⁶ 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}).

¹⁷ Los p-valor obtenidos son superiores a 0.10, lo que significa que se acepta la hipótesis nula y los instrumentos son válidos.



“Sargan-diferencia” no detecta problemas de validez en los nuevos instrumentos en diferencias para la ecuación en niveles añadida por el GMM SYS.

Tabla 2. Estimación del modelo de convergencia β en renta per cápita con datos de panel dinámicos (GMM SYSTEM)¹⁸.

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
$\ln(Gp_{it})$	-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 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 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

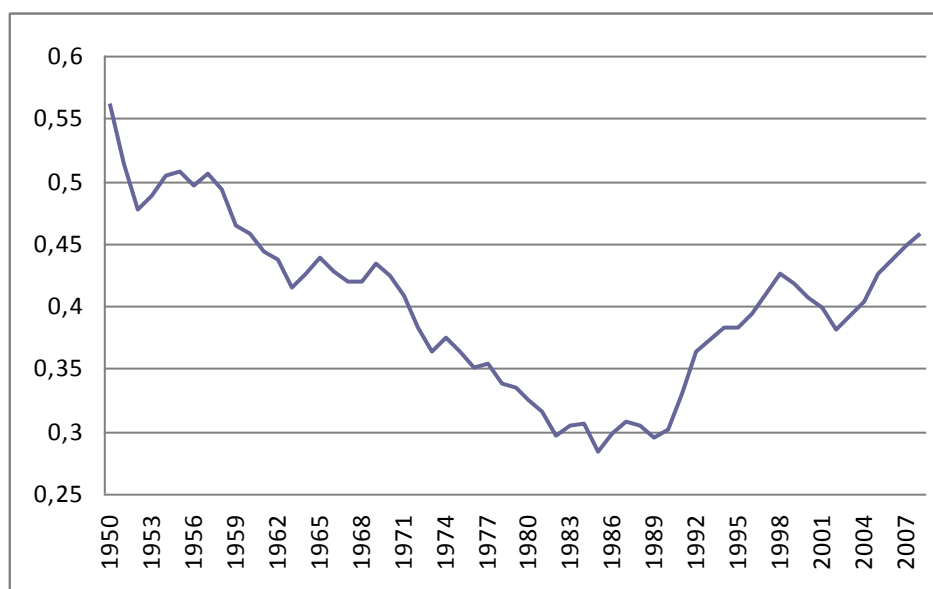
¹⁸ Se utilizaron como instrumentos y_{it-2} , $\ln(n_{it-1} + g + \delta)$, $\ln(s_{it-1})$ y sus retardos 1 período en las dos primeras estimaciones e y_{it-2} , $\ln(n_{it-1} + g + \delta)$, $\ln(OPEN_{it-1})$ en la tercera.



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 y Bradley, 1987; Fölster y Henrekson, 1999; entre otros). El grado de apertura comercial resultó significativo a partir de 1985, con un 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%).

Para complementar el análisis de convergencia beta, a continuación se presentan los resultados de un análisis de convergencia sigma realizado a través del coeficiente de variación. En el gráfico 2, se observa una clara reducción en las disparidades en renta per cápita entre los países latinoamericanos durante el período 1950-1985. A partir de ese momento, las disparidades comienzan a aumentar lentamente.

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



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



IV. Conclusiones

El objetivo del presente trabajo ha sido estudiar 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 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 experimentaron 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 por endogeneidad. Los resultados obtenidos parecen mostrar un proceso de convergencia muy lento 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, lo que unido al aumento de la dispersión observada a partir de ese momento, 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. Esta conclusión introduce el concepto de clubs de convergencia que deberá ser analizado en futuras investigaciones.



V. Índice de gráficos e ilustraciones

Gráfico 1. Evolución del PIB per cápita normalizado en América Latina (1950-2008).....	4
Gráfico 2. Análisis de convergencia sigma en América Latina (Coeficiente de Variación) (1951-2008e)	14



VI. Índice de tablas

Tabla 1. América Latina y Estados Unidos: Evolución del PIB real per cápita normalizado (1950-2008e*)	3
Tabla 2. Estimación del modelo de convergencia β en renta per cápita con datos de panel dinámicos (GMM SYSTEM).....	13



VII. Referencias

- 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*, 1, pp. 107-182. Washington, D.C., The Brookings Institution.
- 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., y 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, y W. BLOCK (1996): *Economic Freedom of the World, 1975-1995* (Vancouver: The Fraser Institute).
- HOLTZ-EAKIN, D., NEWEY, 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 SURIÑACH, 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.