

**Deuda externa y economía ecológica:
dos visiones críticas**

Fernando Martín Mayoral, compilador

Deuda externa y economía ecológica: dos visiones críticas



Índice

© De la presente edición:

FLACSO, Sede Ecuador
La Pradera E7-174 y Diego de Almagro
Quito - Ecuador
Telf.: (593-2) 323 8888
Fax: (593-2) 3237960
www.flacso.org.ec

Ministerio de Cultura del Ecuador
Avenida Colón y Juan León Mera
Quito-Ecuador
Telf.: (593-2) 2903 763
www.ministeriodecultura.gov.ec

ISBN: 978-9978-67-198-6
Cuidado de la edición: Paulina Torres
Diseño de portada e interiores: Antonio Mena
Imprenta: Rispergraf
Quito, Ecuador, 2009
1ª. edición: febrero, 2009

Presentación	7
Introducción	
Deuda externa y economía ecológica: dos visiones críticas	9
<i>Fernando Martín Mayoral</i>	
PRIMERA PARTE	
DEUDA EXTERNA	
La importancia del gasto público en el proceso de convergencia entre los países de América Latina	25
<i>Fernando Martín Mayoral</i>	
Reflexiones sobre la deuda pública en el Ecuador	53
<i>Mauricio Pozo Crespo</i>	
El financiamiento público en América Latina: una visión de largo aliento	77
<i>Oscar Ugarteche</i>	

SEGUNDA PARTE
ECONOMÍA ECOLÓGICA

Los conflictos ecológicos y el ecologismo de los pobres	97
<i>Joan Martínez Alier</i>	
Estructura biofísica de la economía ecuatoriana: un estudio de los flujos directos de materiales	115
<i>María Cristina Vallejo</i>	
Economía política de la biodiversidad. Conocimientos ancestrales y derechos de propiedad	151
<i>Ramón Espinel</i>	
Mapeamento das lacunas e desafios políticos para a sustentabilidade econômica das áreas protegidas no Brasil	167
<i>Ana Lucia Camphora</i>	

Primera parte:
Deuda externa

La importancia del gasto público en el proceso de convergencia entre los países de América Latina

Fernando Martín Mayoral*

Resumen

El presente trabajo estudia la influencia del gasto público sobre 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 con el fin de determinar si la aplicación de los lineamientos neoclásicos introducidos en la década de 1980, basados en una política fiscal contractiva encaminada a disminuir los déficit públicos, han sido un factor determinante en la disminución de las desigualdades en el nivel de renta. En este sentido, se tratará de 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 una 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 beta 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 por grupos de países. En consecuencia, la distinta aplicación de medidas neoliberales en las políticas fiscales ha provocado un desigual desempeño económico entre los países latinoamericanos, lo que a su vez ha incidido en un aumento de la desigualdad regional.

* Coordinador del programa de Economía de la FLACSO.

Introducción

Las corrientes neoliberales llegan a América Latina en la década de 1980 transformando profundamente la estructura económica de los países de la región. Los principales fundamentos teóricos en los que se basa el neoliberalismo son una limitación al poder del Estado a favor del mercado, una creciente apertura de las cuentas corriente y de capital, como mecanismos para obtener mayores tasas de eficiencia, una mejora en la distribución de los ingresos y un saneamiento de las cuentas públicas a través de políticas fiscales contractivas respecto al gasto y de reestructuración del sistema impositivo respecto al ingreso con el fin de disminuir los problemas de deuda externa e incentivar la demanda interna. Precisamente ese aspecto es el que se analiza en el presente trabajo desde un punto de vista espacial, tomando como referencia el proceso de convergencia seguido por los países latinoamericanos desde 1950.

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 en reducir las diferencias económicas existentes no sólo 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.

A este respecto, la mayor parte de los estudios realizados por autores pertenecientes a distintas corrientes de pensamiento sobre crecimiento económico en el ámbito espacial, han utilizado como variable de medida, la renta nacional en términos per cápita y su crecimiento en un período determinado, debido en gran parte, a la disponibilidad de fuentes estadísticas internacionales¹. Por otra parte, la contrastación empírica de la hipótesis de convergencia económica se ha convertido en el instrumento habitual utilizado por autores de las distintas escuelas, tratando de detectar si las disparidades económicas tienden a reducirse automáticamente 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 proceso².

El presente trabajo tiene por objetivo analizar la influencia de las corrientes neoliberales respecto a la política fiscal sobre el proceso de convergencia económica entre los países de América Latina, además de otros factores que han podido influir en dicho proceso como la tasa de inversión o el crecimiento de la población. Para ello, el artículo está organizado de la siguiente forma. En el segundo apartado se realiza un estudio descriptivo de la evolución temporal del gasto público y la deuda externa en relación a 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 desigual desempeño de los países de 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.

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 Otra fuente de controversia está asociada a consideraciones del tipo de factores de crecimiento, ya que unas escuelas basan sus análisis en factores de oferta (neoclásicos y los defensores del crecimiento endógeno) mientras que otras consideran que el crecimiento viene determinado por factores de demanda (escuela heterodoxa). Sin embargo, el estudio de este aspecto queda fuera del propósito de nuestro trabajo.

Hechos estilizados

La evolución de la actividad económica en términos per cápita de los países de América Latina entre 1950 y 2008 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 Fanjzilber en 1990. En la tabla 1 se comparan la muestra de países considerada con la media de la región y ésta con los datos de Estados Unidos³. En él se observa que desde 1950 hasta finales de la década de 1980, se produjo una lenta pero continua aproximación del PIB per cápita de los países de América Latina hacia la media regional, tomando como medida de dispersión la desviación estándar. A partir de ese momento, las disparidades en la renta per cápita se incrementaron considerablemente alcanzando niveles a los iniciales. Cuando comparamos el PIB per cápita de la región latinoamericana en su conjunto con Estados Unidos, se observa un comportamiento similar de aproximación hasta finales de 1980, momento a partir del cual nuevamente se aleja, en este caso a niveles muy inferiores a los existentes en 1950 lo que muestra el considerable atraso económico de la región respecto a EEUU.

3 Debemos aclarar que, debido a la ausencia de fuentes de información, hemos excluido de nuestro análisis a los países del Caribe. Así, siempre que nos referimos a América Latina, en sentido estricto se tendrán en cuenta únicamente a 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
Argentina	2.25	2.03	1.89	1.55	1.24	1.50	1.60
Bolivia	0.92	0.62	0.49	0.44	0.39	0.39	0.38
Brasil	0.56	0.69	0.77	0.96	1.03	0.95	0.94
Chile	1.32	1.30	1.20	0.96	1.07	1.51	1.67
Colombia	0.76	0.72	0.67	0.69	0.82	0.80	0.84
Costa Rica	0.96	1.16	1.10	1.00	0.95	1.10	1.19
Rep.Domin.	0.53	0.55	0.54	0.56	0.62	0.86	1.01
Ecuador	0.59	0.60	0.52	0.71	0.67	0.57	0.57
El Salvador	0.81	0.77	0.72	0.57	0.56	0.63	0.59
Guatemala	0.70	0.64	0.61	0.58	0.53	0.51	0.45
Honduras	0.54	0.44	0.36	0.33	0.36	0.30	0.29
México	0.88	0.95	0.99	1.03	1.03	1.07	1.03
Nicaragua	1.17	1.16	1.18	0.76	0.58	0.45	0.43
Panamá	0.60	0.65	0.75	0.83	0.92	1.05	1.25
Paraguay	0.78	0.65	0.58	0.70	0.77	0.66	0.60
Perú	0.82	0.79	0.90	0.71	0.53	0.56	0.63
Uruguay	1.90	1.56	1.23	1.21	1.19	1.42	1.46
Venezuela	1.50	1.54	1.51	1.26	1.12	0.97	1.04
TOTAL	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

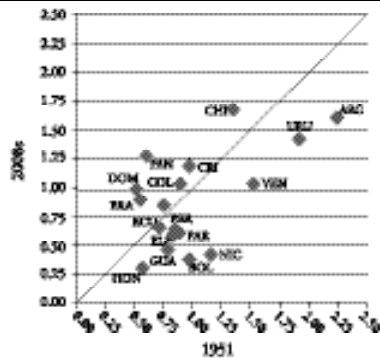
Fuente: Penn World Table 6.2 y World Economic Outlook del FMI.

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 evolución positiva constante desde 1990. Le siguen Argentina con 1.60 veces tras superar la grave crisis económica iniciada en 1998 y Uruguay con 1.46 veces. Panamá y República Dominicana, se destacan por el acentuado ascenso en su renta per cápita registrado a partir de la década de 1990. 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 evolución del PIB per cápita han experimentado han sido Honduras, Bolivia, Nicaragua y Guatemala, todos ellos por debajo del 50 por ciento 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 por ciento 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 en América Latina (1950-2008)*



e = estimaciones del FMI

* El gráfico presenta las disparidades en el nivel de renta de los países, utilizando como variable la desviación del PIB a coste de factores, per cápita y en términos reales (año base 1990), del país i respecto a la media nacional n cuando t = 1951 y cuando t=2000, es decir, $\frac{\ln(y_{i,t})}{\ln(y_{n,t})}$

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

En 1951, parece evidenciarse una distribución bimodal, formada por dos grupos de países, Argentina, Uruguay y en menor medida Venezuela situados 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.

Por lo que respecta a la evolución del gasto y el déficit públicos, en la tabla 2 se muestra la evolución de ambas variables como porcentaje del PIB, en dos períodos, 1975-1985 y 1986-2006. Se puede observar como se ha producido una reducción en términos agregados de casi 8 puntos porcentuales en el gasto público de América Latina entre ambos períodos, aunque al analizar el comportamiento individual, se muestran grandes diferencias, con países como Ecuador, Paraguay, Chile o Venezuela que han disminuido su gasto en un 30 por ciento o más mientras que otros países como Brasil, Colombia o Panamá lo han aumentado por encima del 30 por ciento. Por lo que respecta a la deuda pública, a nivel latinoamericano se produjo un fuerte incremento de la misma en el período posterior a 1986, con un aumento de casi el 30 por ciento aunque también existe una diferencia considerable entre países. Así Chile disminuye su deuda pública en torno al 18 por ciento, mientras que Nicaragua la aumenta en casi un 160 por ciento.

	Deuda pública			Gasto público		
	1975-1985	1985-2006	Variación	1975-1985	1986-2006	Variación
América Latina	48.12	62.25	29.35	14.01	12.94	-7.63
Ecuador	44.74	78.38	75.20	19.80	12.63	-36.23
Paraguay	25.10	41.46	65.19	16.39	10.88	-33.62
Chile	63.68	51.98	-18.37	16.52	11.35	-31.31
Venezuela	38.14	50.77	33.12	21.55	15.23	-29.31
Rep. Dom.	31.44	42.38	34.81	13.95	10.30	-26.22
Argentina	37.08	58.76	58.45	23.20	17.30	-25.42
Nicaragua	87.95	226.87	157.94	17.42	14.36	-17.54
Uruguay	36.68	53.19	45.01	13.99	12.56	-10.28
El Salvador	29.05	37.32	28.48	9.73	8.83	-9.17
Guatemala	17.87	27.58	54.37	12.49	12.20	-2.37
México	36.24	38.07	5.06	20.41	20.54	0.61
Costa Rica	64.52	42.54	-34.06	13.21	13.50	2.20
Honduras	54.68	92.64	69.43	9.61	10.36	7.86
Perú	67.04	53.50	-20.19	5.62	6.54	16.38
Bolivia	101.95	80.20	-21.34	11.45	13.52	18.10
Panamá	74.47	76.17	2.28	6.49	9.03	39.20
Colombia	22.72	35.44	55.97	10.85	16.20	49.35
Brasil	32.85	33.20	1.07	9.42	17.53	86.09

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

Las principales conclusiones que podemos obtener de este primer análisis descriptivo son, en primer lugar, que entre 1950 y 2008 no se ha producido 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. Por lo que respecta a las variables de deuda y gasto públicos, tampoco se evidencia un claro proceso que sea homogéneo entre los países de la región, por lo que se hace necesario un análisis empírico que permita comprobar la vinculación entre las variables fiscales y la convergencia económica de los países de América Latina.

Marco teórico y contrastación empírica

El enfoque neoclásico de 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 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 países. La principal conclusión era que únicamente a través de políticas activas, tanto de demanda como de oferta, las economías serían capaces de alcanzar la convergencia en el nivel de renta. Por tanto, se abrían diversos caminos al decisor político para poder 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 (1992) reabrieron la

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

5 Los seguidores de las corrientes keynesianas y post-keynesianas basadas en factores de demanda llegan a conclusiones similares.

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 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 (Mankiw, Romer y Weil, 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 series⁶ podría explicar esta estabilidad del coeficiente de convergencia. No obstante, los

6 Una serie temporal generada a partir de un proceso autorregresivo de orden uno (es decir $Y_t = by_{t-1} + w_t$), 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.

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) 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 de 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 continúa⁷. 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 económica 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. Partiendo de una función de producción Cobb-Douglas Harrod-neutral, homogénea de grado uno⁸:

7 Para un estudio más profundo ver el trabajo de Quah (1995) que critica el concepto de convergencia beta tanto desde el punto de vista metodológico como técnico. También el trabajo de Sala-i-Martin (1996b) que defiende el concepto de convergencia beta.

8 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.

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

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 productivo 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 $A_t = A_0 e^{gt}$, es donde A_0 es el nivel inicial de progreso técnico⁹ y g su tasa de crecimiento.

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

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

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.

La acumulación del capital viene dada por la siguiente ecuación:

$$K_t = s f'(K_t, L_t, A_t) - \delta K_t = s Y_t - \delta K_t, \quad (3)$$

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 derivando¹⁰:

$$\dot{k} = sy - (n + \delta)k = s k^\alpha A^{1-\alpha} - (n + \delta)k = s k^\alpha A_0^{1-\alpha} e^{(1-\alpha)gt} - (n + \delta)k, \quad (4)$$

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

9 El modelo de Solow considera que esta variable toma el mismo valor para todos los países, lo cual ha sido criticado frecuentemente, puesto que es difícil de creer que Mozambique parta con la misma dotación tecnológica que Estados Unidos.

10 A partir de aquí se omiten los subíndices t .

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

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 estacionario¹¹, 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 resultado¹²:

$$\ln(y_t) - \ln(y_0) = (1 - e^{-\beta t}) \ln(A_0) + g(t - e^{-\beta t} t_0) + (1 - e^{-\beta t}) \left[\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) \right] - (1 - e^{-\beta t}) \ln(y_0), \quad (6)$$

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; Mankiw, Romer y Weil, 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 críticas¹³, llevando a los inves-

11 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 , $t+1$).

12 La utilización de datos per cápita fue introducida inicialmente por Mankiw, Romer y Weil (1992) y posteriormente fue utilizada en trabajos como los de Cohen (1995), Islam (1995), Sala-i-Martin (1996a), Nonneman and Vanhoudt (1996), Brumm (1996), Lee, Pesaran y Smith (1997), o Temple (1998) entre otros

13 Las 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 periodos intermedios. Además, sólo pueden estimar variables que son

tigadores 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 condicionada a partir de la metodología de datos de panel, partimos de la ecuación (6), y pasamos al segundo miembro $\ln(y_{it})$:

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

donde la renta per cápita al final del período está en función del nivel inicial de renta, de los determinantes tradicionales del estado estacionario $[\ln(n_{it} + g + \delta) \text{ y } \ln(s_{it})]$ ¹⁴; 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 α que sería el intercepto, una constante que no varía en el tiempo ni entre individuos.

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 Mankiw, Romer y Weil (1992), recibiendo el nombre de “sesgo por variables omitidas”.

14 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.

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 débiles¹⁵.

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 conside-

15 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 ($E(y_{it}u_{it}) \neq 0$).

table 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 persistente¹⁶ 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 pequeño¹⁷.

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 para $i=1, \dots, N$ y $t=3, \dots, T$) para que Δy_{it-1} y Δx_{it-1} ¹⁸ 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

16 La persistencia es una medida característica de series temporales, que trata de explicar el impacto de un shock producido en un momento determinado en el comportamiento a largo plazo de la serie. Dicho de otro modo, la persistencia estudia el carácter de las fluctuaciones de una serie, la capacidad de la serie de volver a sus valores medios (reversión a la media) ante un shock. Una serie es persistente si el shock afecta indefinidamente a los valores de la serie, no volviendo a sus valores medios.

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

18 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} .

que los niveles de Δx_{it} puedan estar correlacionados con los efectos fijos individuales η_i . 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.

A partir de estas consideraciones teóricas, a continuación se analiza el proceso de convergencia entre los países de América Latina para el período 1950-2006¹⁹, 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.

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

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, 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 depre-

19 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 2006. La base de datos World Development Indicators del Banco Mundial han sido utilizadas para completar las series de inversión, la CEPAL para gasto público, y la OMC para exportaciones e importaciones sobre PIB.

ciación (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 retardados²⁰. 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 (3).

20 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 $\ln(\hat{y}_{it}+g+\delta)$, lo que demostraba su condición de variable predeterminada, mientras que $\ln(s_{it})$ 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.

Tabla 3. Estimación del modelo de convergencia β en renta per cápita con datos de panel dinámicos (GMM SYSTEM)²¹

Parámetro	1950-2006		1950-1985		1985-2006	
	Valor	ratio t	Valor	ratio t	Valor	ratio t
$\ln(y_{i,t-1})$	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
$\ln(\hat{y}_{it}+g+\delta)$	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
A	0.387	1.73	-0.459	1.42		
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 a la heterocedasticidad y a la autocorrelación.

El test de autocorrelación de Arellano y Bond (1991) muestra la presencia de autocorrelación de primer orden, pero no de segundo, en los términos de error de la ecuación en diferencias, confirmándose la validez de los instrumentos propuestos. 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 propuesta cumple la propiedad $E[Z_i \Delta v_i] = 0$, considerando, bajo la hipótesis nula, que los instrumentos utilizados están incorrelacionados con los residuos²² 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.

21 Se utilizaron como instrumentos $y_{i,t-2}$, $\ln(\hat{y}_{i,t-2}+g+\delta)$, $\ln(S_{i,t-2})$ y sus retardos 1 período en las dos primeras estimaciones y $y_{i,t-3}$, $\ln(\hat{y}_{i,t-3}+g+\delta)$, $\ln(OPEN_{i,t-3})$ en la tercera.

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

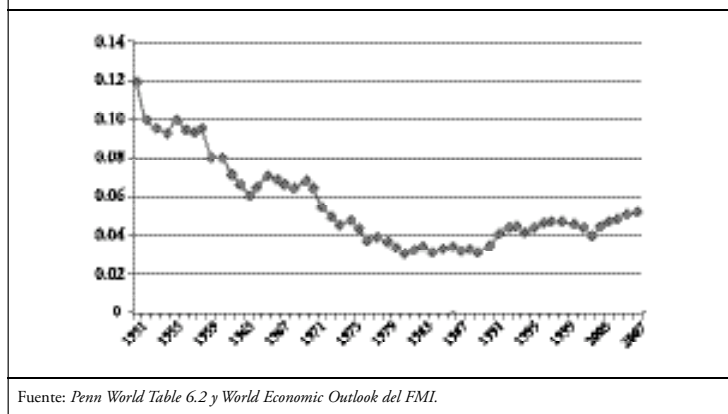
El parámetro de pendiente (b), es significativo en todos los períodos considerados y tiene el signo correcto, demostrando la presencia de convergencia beta de los países de América Latina. Para el período 1950-1985, la velocidad de convergencia de los países fue de 0.4 por ciento anual, mientras que para el período 1985-2006 aumenta a 6.5 por ciento. Respecto al gasto público, los resultados obtenidos muestran un efecto negativo sobre el nivel de renta per cápita de equilibrio, con una contribución de -7.9 por ciento hasta 1985 y de -12.5 por ciento a partir de ese momento. Este resultado coincide con el obtenido en otros estudios donde se han encontrado evidencia 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). De las variables tradicionales 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 por ciento en el período 1950-1985 y el 16 por ciento 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. Finalmente, el grupo de variables no tradicionales que afectan al estado estacionario, 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 por ciento entre 1985 y 2006, mientras que el tipo de cambio también fue significativo desde 1985 con una contribución negativa, aunque prácticamente nula (0.7 por ciento).

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 dispersión²³.

23 El análisis de convergencia sigma ha sido habitualmente analizado a través de medidas de dis-

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



En el gráfico 2, se observa un fuerte 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.

persión 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.

24 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.

Conclusiones

El presente trabajo ha tenido por objeto estudiar el efecto del gasto público sobre 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 han experimentado tasas de crecimiento inferiores a la media regional, que les ha llevado hacia cotas inferiores de la distribución. Del análisis de las variables fiscales se ha podido apreciar el fuerte endeudamiento y la disminución del gasto público generalizado a partir de 1986 consecuencia de la aplicación de políticas neoliberales en la región, aunque al estudiar caso por caso, se observan fuertes diferencias en las políticas fiscales de los distintos países lo que hace difícil encontrar un patrón común de comportamiento.

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. Los resultados obtenidos parecen mostrar un proceso de convergencia muy lento (0.4 por ciento 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 absoluta de

los distintos países hacia un mismo estado estacionario. Sin embargo, desde 1985, el proceso de convergencia beta es mucho más dinámico (6.5 por ciento 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 condicionado, de grupos de países hacia estados estacionarios diferenciados. Por otra parte, la reducción experimentada en el gasto público por parte de los países de América Latina ha sido el principal factor negativo del proceso de convergencia económica regional, creciendo desde 1986.

Estos resultados muestran que el diferente desempeño de los países latinoamericanos respecto a su política fiscal y los distintos grados de aplicación de las recomendaciones neoliberales respecto a dichas variables, ha supuesto un importante freno a conseguir una mayor convergencia absoluta, promoviendo la formación de agrupaciones al interior de la región.

Bibliografía

- Arellano, M. y S. Bond (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies* 58: 277-297.
- Arellano, M. y O. Bover (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics* 68: 29-51.
- Barro, R. J. (1989). *Economic Growth in a Cross Section of Countries*. NBER, Working paper 3120, Septiembre.
- (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy* 98 (5): 103-125.
- (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics* 106: 407-443.
- Barro, R. J. y J. W. Lee (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.
- (1994b). Sources of economic growth. *Carnegie Rochester Conference series on Public Policy* 40: 1-46.

- Barro, R. J. y X. Sala-i-Martin (1991). Convergence across states and regions *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 107-182. Washington, D.C.: The Brookings Institution.
- (1992a) Convergence. *Journal of Political Economy* 100 (2): 407-443.
- (1992b). Regional growth and migration: a Japan-United States comparison. *Journal of the Japanese y International Economies* 6, 4. Amsterdam: Elsevier Science, diciembre.
- (1995) *Economic Growth*. New York: McGraw-Hill.
- Barth, J.R. y M.D. Bradley (1987). “The Impact of Government Spending on Economic Activity”, manuscript. George Washington University.
- Baumol, W. (1986). Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data show. *American Economic Review* 76 (5): 1072-1085.
- Blundell, R. y S. Bond (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics* 87: 115-143.
- Brumm, H. (1996). The human capital augmented Solow model revisited. *Applied Economics* 3 (1): 711-714.
- Caselli, F., G. Esquivel y F. Lefort (1996). Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics. *Journal of Economic Growth* 1: 363-389.
- Cellini, R. (1997). Growth empirics: evidence from a panel of annual data. *Applied Economics Letters* 4 (6): 347-351(5).
- Chatterji, M. (1992). Convergence clubs and endogenous growth. *Oxford Review of Economic Policy* 8 (4): 57-69.
- Cohen, D. (1995). *Tests of the Convergence Hypothesis: Some Further Results*. CEPR Working Paper 1163.
- Dabas, C. y B. Zinni (2005). *No Convergencia en América Latina*, Asociación argentina de Economía Política. Reunión de La Plata.
- De Long, B. (1988). Productivity Growth, Convergence and Welfare: Comment. *American Economic Review* 78 (5): 1138-1154.
- Englander, S. y A. Gurney (1994). Medium-term determinants of OECD productivity. *OECD Economic Studies* 22.

- Fölster, S. y M. Henrekson (1999). Growth and the public sector: a critique of the critics. *European Journal of Political Economy* 15: 337-358.
- Grier, K. y G. Tullock (1989). An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951-1980. *Journal of Monetary Economics* 24 (1): 259-276.
- Grossman, G. y E. Helpman (1991a). *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge: MIT Press.
- (1991b). Quality Ladders in the Theory of Growth. *Review of Economic Studies* 58: 43-61.
- (1994). Endogenous Innovation in the Theory of Growth. *Journal of Economic Perspectives* 8: 23-44.
- Gwartney, J., R. Lawson y W. Block (1996). *Economic Freedom of the World, 1975-1995*. Vancouver: The Fraser Institute.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey y H. S. Rosen (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica* 56: 1371-1395.
- Hsiao, C., M. H. Pesaran y A. K. Tahmiscioglu (1999). *Bayes Estimation of Short-Run Coefficients in Dynamic Panel Data Models*. In *Analysis of Panels and Limited Dependent Variables: A Volume in Honour of G. S Maddala*, eds. C. Hsiao, K. Lahiri, L.-F. Lee, y M.H. Pesaran, 269-296. Cambridge University Press.
- Islam, N. (1995). Growth Empirics: A Panel Data Approach. *Quarterly Journal of Economics* 110: 1127-1170.
- Kiviet, J. (1995). On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 68(1): 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: 35-75.
- Lee, K., M. H. Pesaran y R. P. Smith (1997). Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model. *Journal of Applied Econometrics* 12: 357-392.
- Levine, R. y D. Renelt (1992). A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *American Economic Review* 82 (4): 942-963.

- Lichtenberg, F. (1992). *RD investment and international productivity differences*. NBER Working Paper 4161.
- Loayza, N. (1994). *A Test of the International Convergence Hypothesis Using Panel Data*. World Bank, Policy Research Working Paper 1333.
- Lopez-Bazo, E., E. Vaya, A. Mora, y J. Suriñach (1999). Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union. *The Annals of Regional Science* 33 (3): 343-370.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics* 2: 3-42.
- Mankiw, N. G., D. Romer y N. Weil (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics* 107 (2): 407-437. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- 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. Barcelona: Instituto de Análisis Económico.
- Mundlak, Y. (1961). Empirical production function free of management bias. *Journal of Farm Economics* 43: 44-56.
- Nonneman, W. y P. Vanhoudt (1996). A Further Augmentation of the Solow Model and the Empirics of Economic Growth for OECD Countries. *Quarterly Journal of Economics* 111 (3): 943-53.
- Psacharopoulos, G. y A. Arriagada (1986). The educational composition of labour force: an international comparison. *International Labour Review* 125(s): 56-174.
- Quah, D. T. (1993a). Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics* 95 (4): 427-443.
- (1993b): "Empirical cross-section dynamics in economic growth". *European Economic Review, Elsevier* 37(2-3): 426-434.
- (1994). Exploiting cross-section variation for unit root inference in dynamic data. *Economics letters*, 44(1-2): 9-20.
- (1995). *Empirics for Economic Growth y Convergence*. CEPR Discussion Papers 1140, C.E.P.R. Discussion Papers.
- (1996). Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics. *Economic Journal, Royal Economic Society* 106 (437): 1045-55.

- Raymond, J. L. (1995). Crecimiento económico, factor residual y convergencia en los países de la Europa Comunitaria. *Papeles de Economía Española* 63: 93-111.
- Rebelo, S. (1991). Long-run policy analysis and long-run growth. *Journal of Political Economy* 99 (3): 500-512.
- Rey, S. J. y B. D. Montouri (1999). US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric perspective. *Regional Studies, Regional Studies Association* 33(3):145-156.
- Romer, P. M. (1987). Growth Based on Increasing Returns due to Specialization. *American Economic Review* 77 (2): 56-62.
- Sachs, J. D. y A. Warner (1997). *Natural Resource Abundance and Economic Growth*. Cambridge: Harvard University.
- Sala-i-Martin, X. (1990). "On Growth and States". Tesis doctoral. Harvard: Universidad de Harvard.
- (1996a). The classical approach to convergence analysis. *Economic Journal* 106: 1019-1036.
- (1996b). Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. *European Economic Review, Elsevier* 40(6):1325-1352.
- Shorrocks, A. F. (1980). The Class of Additively Decomposable Inequality Measures. *Econometrica* 48: 613-625.
- (1984). Inequality decomposition by population subgroups. *Econometrica* 52: 1369-1386.
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 70 (1): 65-94.
- Summers, R. y A. Heston (1991). The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988. *Quarterly Journal of Economics* 106(2): 327-368.
- Temple, J. (1998). Equipment Investment in the Solow Model. *Oxford Economic Papers* 50: 39-62.