



**artículos**



DALE LA VUELTA A LA SITUACIÓN DEL TERCER MUNDO  
 SOLIDARIZATE. RELLENA ESTE CUPÓN

Esta información es confidencial y quedará recogida en los ficheros de Solidaridad Internacional según lo dispuesto en la L.O. 15/1999 de Protección de Datos. Si deseas recibirlo o eliminarlo dirígete a Solidaridad Internacional, C/Alcañal, 13 local, 28020 Madrid.

Código Postal		D.P.		Ciudad		País	
Número de cuenta		D.C.		Código		Teléfono	

Completar con datos de la persona que se encargará de la gestión de este cupón. No se permite el uso de este cupón para fines distintos a los que se indican.

Importe:  10 €  20 €  30 €  Otra cantidad € ..... Periodicidad:  Mensual  Trimestral

Deseo colaborar periódicamente con Solidaridad Internacional

Nombre: \_\_\_\_\_  
 Apellidos: \_\_\_\_\_  
 Fecha de nacimiento: \_\_\_\_\_  
 Dirección: \_\_\_\_\_  
 Nº: \_\_\_\_\_  
 Teléfono: \_\_\_\_\_

Desde 1956 realizamos proyectos de cooperación internacional en América Latina, África y Oriente Próximo con las poblaciones más vulnerables. Rellenar tus datos y envíanoslos por correo a: Solidaridad Internacional, C/Alcañal, 13 local, 28020 - Madrid. También puedes enviarnos por Fax al 91 598 62 91



# Evolución de las disparidades espaciales en América Latina. 1950-2008

*Fernando Martín Mayoral*<sup>1</sup>

Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO)

**Resumen.** Los estudios sobre disparidades en el nivel de renta entre los países de América Latina han arrojado resultados contradictorios que hacen difícil evaluar la eficacia de las políticas de desarrollo económico y social en la región. En el presente artículo se realiza un análisis de convergencia sigma entre los países de América Latina utilizando la familia de índices de entropía generalizada y sus propiedades de descomposición por grupos de población, con el fin de determinar no sólo la dinámica de la desigualdad en el nivel de ingresos en la región, sino también cuáles son los países y las agrupaciones económicas responsables del mismo.

**Palabras clave.** Disparidades en renta *per capita* entre países, convergencia sigma, índices de entropía generalizada, descomposiciones aditivas intra-grupos, inter-grupos.

**Clasificación JEL.** E25 F43 O11 O47 O54.

**Abstract.** The studies of the evolution of the disparities in the level of income among Latin American countries have had contradictory outcomes, making it difficult to reach a definitive conclusion about the effectiveness of the economic and social development policies in the region. In the present paper, sigma convergence analysis is performed among Latin American countries using the family of generalized entropy measures and their properties of decomposition by population subgroups, with the aim to determine not only the dynamics of this process, but also the countries and the economic groupings responsible for this evolution.

**Key words.** Income disparities among countries, sigma convergence, generalized entropy index, within-between additive decompositions.

**JEL classification.** E25 F43 O11 O47 O54.

Fecha de recepción del artículo. 12-03-2008

Fecha de aceptación del artículo. 21-04-2008

## 1. Introducción

Las políticas públicas enfocadas en el desarrollo económico y social, tanto nacionales como internacionales, han tenido como objetivo primordial reducir las diferencias de ingresos tanto en el ámbito individual como espacial<sup>2</sup>. Estas intervenciones han partido del convencimiento de que el mercado, por sí solo, no es capaz de disminuir los

<sup>1</sup> Este artículo presenta algunos resultados actualizados a 2008 de un trabajo de investigación más amplio realizado en la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales con sede en Ecuador en 2006.

<sup>2</sup> Para un análisis detallado sobre la desigualdad personal en América Latina ver el informe realizado por Ferranti *et al.* (2003).

desequilibrios existentes en el nivel de ingresos entre individuos o agrupaciones económicas. Sin embargo, los datos obtenidos por distintas fuentes estadísticas muestran que, salvo algunas excepciones, los países latinoamericanos, desde 1950, han experimentado comportamientos diferenciados, teniendo como consecuencia la persistencia en la dispersión de la renta entre ellos, lo que ha puesto en evidencia la efectividad de sus políticas distributivas y de cohesión económica y social. Precisamente este hecho ha sido debatido ampliamente tanto en ámbitos académicos como políticos, tratando de evidenciar las causas que han contribuido a perpetuar las disparidades en el nivel de renta entre los países y los efectos sobre su desarrollo económico y social.

En el entorno académico, el estudio de la distribución del ingreso ha sido abordado desde diversas vertientes sin que hasta el momento exista un consenso al respecto. En primer lugar, la vinculación entre crecimiento económico y mejora en la distribución del ingreso parte de la teoría de crecimiento neoclásica (Solow, 1956) para el ámbito espacial, y de los trabajos de Lewis (1954), Kaldor (1956) y Kuznets (1955) en la esfera personal. Desde un punto de vista espacial, las implicaciones de la teoría neoclásica sobre convergencia económica introducidas en la literatura por Barro y Sala-i-Martin (1992), demuestran que las distintas economías tienen una tendencia natural a converger hacia su propio estado estacionario (convergencia beta), que puede ser común o no, dependiendo de si comparten una serie de factores determinantes de dicho nivel de equilibrio. Esta interpretación se fundamenta en dos supuestos de partida: la consideración de rendimientos decrecientes en el factor productivo capital, y la tecnología como un bien libre, exógeno al sistema económico, lo que implica que a largo plazo (es decir, en el estado estacionario), todos los países terminen creciendo a una misma tasa de crecimiento que es precisamente la tasa de crecimiento de la tecnología. Por consiguiente, desde esta perspectiva, las políticas de intervención pública para corregir las disparidades regionales aparecen como innecesarias. En caso de existir *convergencia beta absoluta*, todos los países acabarían alcanzando un mismo estado estacionario, por lo que las desigualdades de renta entre ellos desaparecerían progresivamente. Por el contrario, si existe *convergencia beta condicionada*, cada país se aproxima a estados estacionarios diferentes, por lo que las disparidades se podrían perpetuar mientras no se modificaran los factores determinantes de dicho estado estacionario. En este caso, la intervención del Estado a través de políticas activas sería un factor determinante para este proceso.

Sin embargo, la evidencia empírica obtenida a partir de diversas fuentes estadísticas ha demostrado que las diferencias en los niveles de renta entre los países tienen un alto grado de persistencia, poniendo en tela de juicio no sólo las conclusiones neoclásicas sobre la vinculación entre el crecimiento económico y la reducción de la dispersión en la distribución del ingreso, sino también la efectividad de las políticas de cohesión económica y social aplicadas. A raíz de estos resultados, surgieron nuevas corrientes de pensamiento en el ámbito del crecimiento económico que compartían una visión contraria a la convergencia, siendo las *teorías de crecimiento endógeno*, basadas en factores de oferta, y la *escuela heterodoxa de corte Keynesiano*, basada en factores de demanda, las más representativas. Una tercera corriente contraria a la convergencia se encuadra

dentro de la llamada *nueva geografía económica*, basada en la teoría de la localización (Von Thunen, 1826 y Alfred Weber, 1909), debido, en este caso, a la consideración de una tendencia a la concentración espacial de la actividad económica, originada por la existencia de rendimientos marginales crecientes en las funciones de producción y acumulación de capital (Cuervo, 2003).

Para contrarrestar estas críticas, los defensores del análisis tradicional complementaron el análisis econométrico de corte transversal que conducía a la estimación del coeficiente  $\beta$ , con un análisis de la evolución, a través del tiempo, de las disparidades en la distribución de ingresos *per capita*, recibiendo el nombre de *convergencia sigma* (Barro y Sala-i-Martin, 1992). Sala-i-Martin (1996a y 1996b) argumenta que este nuevo concepto permitía analizar el fenómeno de la convergencia desde el punto de vista de la dinámica de la distribución, pudiendo determinar la movilidad existente dentro de dicha distribución y su tendencia a la concentración o a la dispersión.

En la actualidad el debate no está cerrado. De hecho, a raíz de los controvertidos trabajos publicados por Dollar y Kraay (2002), se vuelve a vincular el crecimiento económico con la reducción de las disparidades en renta y por tanto de la pobreza<sup>3</sup>. Sala-i-Martin (2006) también llega al mismo resultado estimando la dispersión en la distribución de 138 países entre 1970 y 2000. Pero más allá del debate académico, la relevancia del estudio de las disparidades entre países y al interior de los mismos radica en la justificación de la aplicación de políticas económicas orientadas al desarrollo regional o nacional.

Para dar respuesta a estos interrogantes, el presente trabajo tiene como principal objetivo realizar un análisis de *convergencia sigma* sobre la evolución de la actividad económica de los países de América Latina en un contexto de integración regional, durante el período 1950-2008, lo que nos permitirá identificar los determinantes de la persistencia en las disparidades en el nivel de renta entre los mismos. En este sentido, el artículo se estructura de la siguiente forma: en la segunda sección se presentan los principales hechos estilizados de la evolución de la renta entre los países latinoamericanos, pudiendo observar un comportamiento heterogéneo entre ellos. En la tercera sección se analizan los procesos de *convergencia sigma* entre los países de la región, a partir del coeficiente de variación y de indicadores de desigualdad (en concreto la familia de índices de entropía generalizada). En la cuarta sección se profundiza en el análisis de la evolución de la renta *per capita* entre los países latinoamericanos, introduciendo tres agrupaciones que coinciden con los acuerdos de integración regional (MERCOSUR, CAN y SICA). Adicionalmente, se llevará a cabo una desagregación aditiva del índice de entropía generalizado por grupos de población en los componentes, *intra-grupos* e *inter-grupos* con el objetivo de determinar su efecto sobre el proceso de convergencia latinoamericano. Para finalizar, se presentan las conclusiones más importantes.

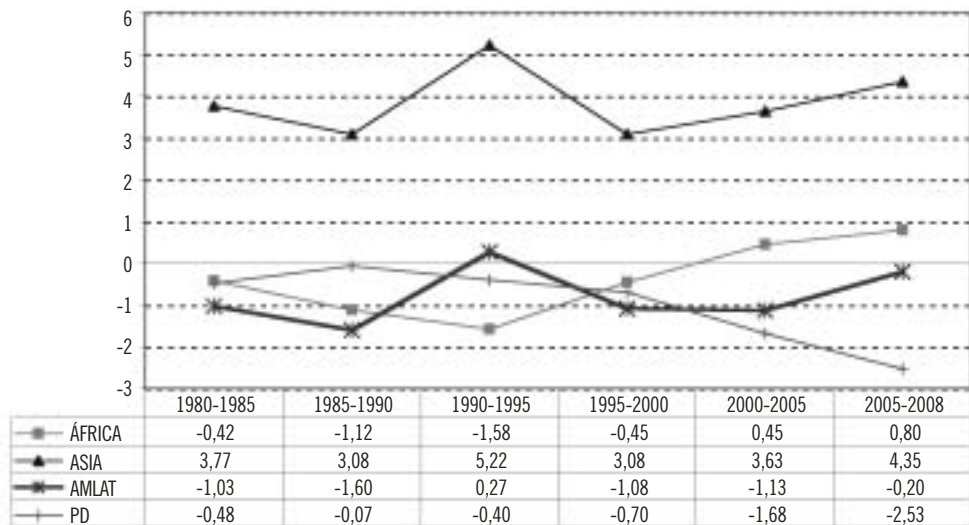
<sup>3</sup> La asociación entre crecimiento y reducción de la desigualdad y por tanto de la pobreza no es una idea nueva. En la década de 1970 varios trabajos evidenciaron que el crecimiento no implica reducción de la pobreza (Sers 1969, Hicks y Streeten 1979).

## 2. Evolución de las disparidades en América Latina

Los países de América Latina en su conjunto han experimentado desde 1980 tasas de crecimiento muy similares a las alcanzadas por los países desarrollados (2,9% según el *World Economic Outlook* del FMI, 2007), pero considerablemente inferiores a las obtenidas a nivel mundial (3,6%) debido principalmente al fuerte impulso de Asia (7,5%)<sup>4</sup>. Sin embargo, al comparar el crecimiento quinquenal diferencial de las distintas áreas económicas con el crecimiento mundial (Gráfico 1), se observa que los países de América Latina han tenido un comportamiento prácticamente opuesto al de los países desarrollados. Con excepción de períodos puntuales, el crecimiento de los países latinoamericanos ha estado siempre próximo, aunque por debajo de la evolución mundial, debido principalmente a períodos de crisis (1987-1990 y 1998-2002) que afectaron especialmente al continente americano y a los países asiáticos, aunque estos últimos con tasas de crecimiento siempre superiores en 3 puntos porcentuales a la media mundial. La implementación de políticas neoliberales y sus efectos financieros fueron, según muchos, las causas del estancamiento económico experimentado en la región desde 1995. No obstante, a partir de 2002, la tasa de crecimiento de la región se aproxima al crecimiento medio mundial, alcanzándolo en 2004.

A nivel nacional (Gráfico 2), agrupando los países según su pertenencia a un acuerdo de integración económica, se aprecia cómo prácticamente todos los países de Améri-

Gráfico 1. Diferenciales de crecimiento por grupos de países respecto al crecimiento medio mundial (1980-2008)



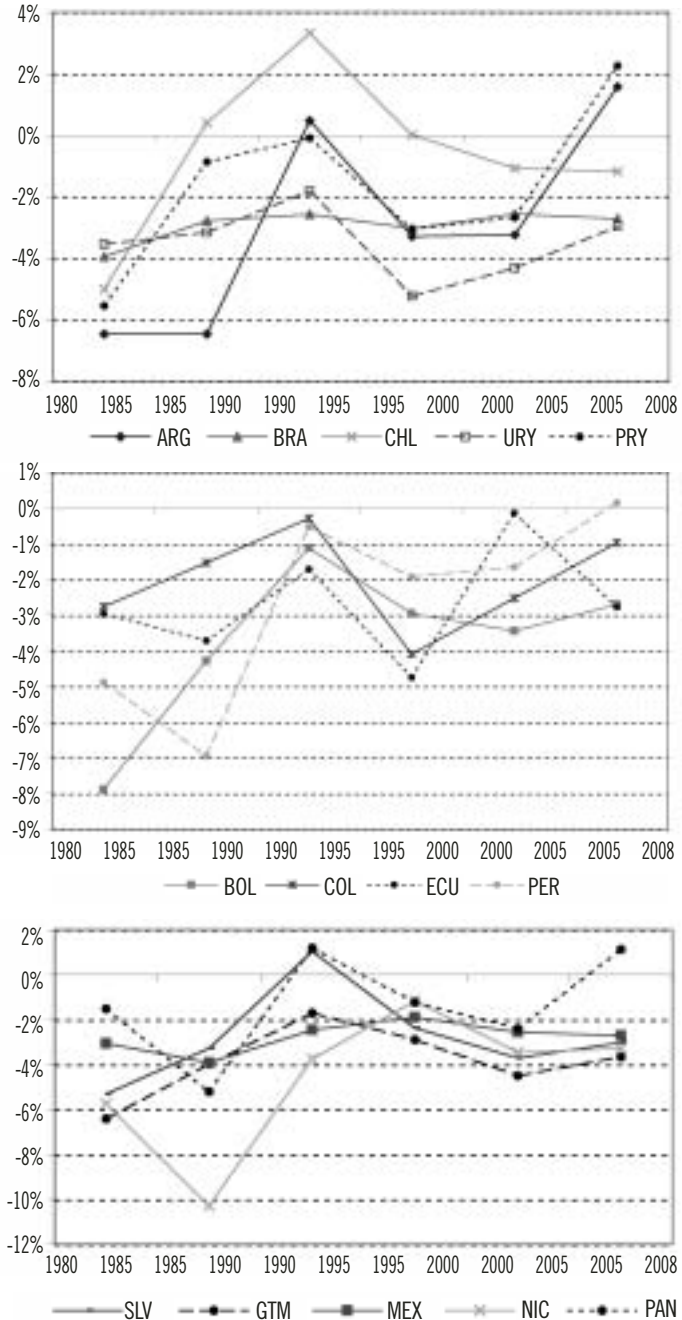
Estimaciones del FMI para el año 2008.

Fuente: FMI, World Economic Outlook Database, Octubre 2007.

<sup>4</sup> Debido a la ausencia de fuentes estadísticas, hemos excluido de nuestro análisis a los países del Caribe. Así, siempre que nos referimos a América Latina, se tendrán en cuenta únicamente a los países de América del Sur, de América Central (excluido Belice por su comportamiento atípico) y México.

## Evolución de las disparidades espaciales en América Latina. 1950-2008

**Gráfico 2.** Diferenciales de crecimiento de los países de América Latina respecto al crecimiento medio mundial. (1980-2008)



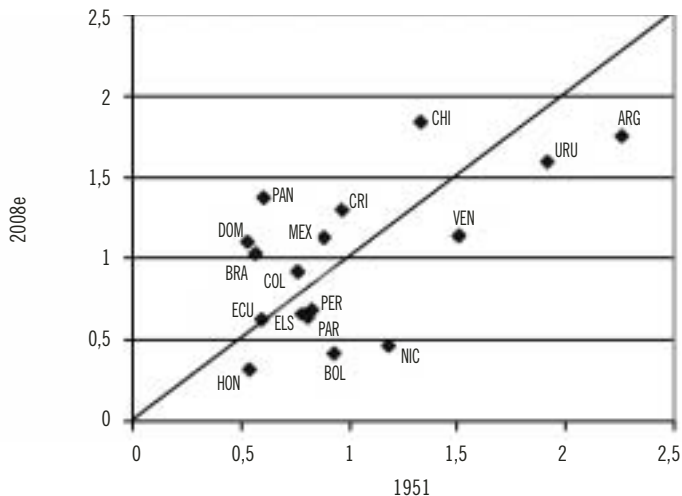
Estimaciones del FMI para el año 2008.

Fuente: FMI, World Economic Outlook Database, Octubre 2007.

ca Latina han tenido tasas de crecimiento inferiores a la media mundial, excepto en períodos puntuales<sup>5</sup>. Entre 1990-1994 Chile, Argentina, El Salvador, Panamá y Perú superan el crecimiento mundial, mientras que en 2003-2007 lo hacen Argentina, Panamá y Venezuela. Por el contrario, el país que ha presentado menores tasas de crecimiento hasta 1995 ha sido Nicaragua, llegando a estar, en 1988, veinte puntos porcentuales por debajo del crecimiento mundial (al igual que le sucedió a Guatemala y a Perú un año más tarde). En ninguno de los gráficos se aprecia un claro proceso de concentración entre los países de cada una de las agrupaciones consideradas, lo que nos hace dudar de si la pertenencia a un grupo económico ha sido un factor de convergencia.

Es, por tanto, evidente que los países de América Latina han experimentado desempeños económicos diferenciados en las últimas décadas que han podido contribuir al mantenimiento de las disparidades en el nivel de renta entre los mismos. Para comprobar esta hipótesis se presenta un gráfico de dispersión del nivel de ingresos de los países de

**Gráfico 3.** Análisis de dispersión entre los países de América Latina (1951-2008)



Estimaciones del FMI para el año 2008.

Fuente: Elaboración propia a partir de las bases de datos PWT 6.2 y FMI.

<sup>5</sup> El primer grupo considerado está formado por los países miembros de la Comunidad Andina de Naciones (CAN), antes Pacto Andino, nace en 1967 (Acuerdo de Cartagena) y está formada por Bolivia, Perú, Colombia, Ecuador y Venezuela (esta última desde 1973 hasta 2006). Durante las primeras dos décadas de su existencia tuvo como prioridad crear una estructura institucional y reguladora supranacional, dejando en un segundo plano la apertura comercial. El segundo grupo lo integran los países del Mercado Común del Sur (MERCOSUR) creado en 1991 por Brasil, Argentina, Uruguay y Paraguay. Chile se ha incluido en este grupo por su mayor relación comercial con sus países miembros entre 1950 y 2005. A diferencia de la CAN, MERCOSUR siguió una estrategia de «regionalismo abierto» cuya prioridad fue la liberalización comercial y no tanto crear un entramado institucional. El tercer grupo incluye los países de centro América que forman parte del Mercado Común Centroamericano (MCCA) (Guatemala, El Salvador, Honduras, Nicaragua y Costa Rica) creado en 1973, que a su vez forman parte del Sistema de la Integración Centroamericana (SICA) junto con República Dominicana y Panamá. A este grupo se ha incorporado México por su proximidad geográfica. Su estrategia de desarrollo institucional fue similar a la de la CAN.



América Latina entre 1951 y 2008, utilizando como variable de medida, el PIB *per capita* real (base 1990), relativo, en base logarítmica [ $\ln(y_{i,t})/\ln(y_{n,t})$ , donde  $i$  es el país y  $n$  es la media regional], a partir de las bases de datos *Penn World Table 6.2* (PWT 6.2) elaborada por Heston, Summers y Aten (2006) y *Word Economic Outlook* (WEO) 2007 del FMI<sup>6</sup> (**Gráfico 3**). El principal objetivo es detectar cambios en las posiciones relativas de los países y comprobar si se ha producido algún proceso de concentración entre ambos períodos.

Durante el período analizado no se encuentran evidencias de un proceso de concentración en ingresos entre los países de América Latina. Sin embargo, se observan ciertas diferencias en la distribución; así en 1951 parece existir una distribución bimodal, formada por dos grupos de países, Argentina, Uruguay, Venezuela y Chile en la moda superior y el resto de países en la inferior. Esta distribución no se aprecia en 2008, aunque la dispersión se mantiene prácticamente constante. Al analizar la bisectriz se evidencia un empeoramiento de la situación económica (es decir, se encuentran por debajo de la bisectriz) de la mayoría de los países respecto a 1951 (Honduras, Bolivia, Nicaragua, Venezuela, Uruguay, Argentina y, en menor medida, Paraguay, Perú y El Salvador). El resto de países mejoran sus posiciones respecto a 1951, sobresaliendo los centroamericanos (Panamá, Costa Rica, México y República Dominicana), además de Chile, Brasil y Colombia.

### 3. Análisis de convergencia *sigma* en América Latina

Los estudios descriptivos realizados en la sección anterior no permiten conocer la dinámica de la actividad económica de los países, ni los factores causantes de su evolución. Para evitar estas limitaciones, se ha realizado un análisis temporal de las disparidades económicas entre países a partir del concepto de *convergencia sigma*, que se define como el proceso de reducción, a lo largo del tiempo, de la dispersión en la distribución de renta *per capita* entre países o regiones.

La medida de dispersión utilizada habitualmente ha sido el *coeficiente de variación* (Abramovitz, 1986, 1994, Dollar y Wolf, 1988, 1993, Dowrick y Nguyen, 1989), medido a través de la relación entre la desviación típica y la media del logaritmo de la variable de estudio<sup>7</sup>.

$$CV(y) = \frac{1}{\bar{y}_t} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n [y_{it} - \bar{y}_t]^2}{n}} \quad (1)$$

donde  $y_{it}$  es el logaritmo del PIB real *per capita* (base 1996) en el país  $i$  en el período  $t$ ;  $y_t$  es el logaritmo del PIB real *per capita* medio de los países considerados en el año  $t$ ; y por último,  $n$  es el número de países.

Como se puede observar en el **Gráfico 4**, durante el período 1950-1985 se produjo un acentuado proceso de concentración de la actividad económica entre los países lati-

<sup>6</sup> Las series de datos contenidas en la PWT 6.2 abarcan el período 1950-2004. Estas series se han prolongado para los años 2005 al 2008 (estimaciones) con la base de datos WEO.

<sup>7</sup> Otros instrumentos empleados en el estudio de la *convergencia sigma* han sido la desviación típica del logaritmo (Barro y Sala-i-Martin, 2004, Cuadrado-Roura, García-Greciano y Raymond, 1999, Cuadrado-Roura, Garrido y Mancha, 1999), la media (Abramovitz, 1986, 1994, Dollar y Wolf, 1988, 1993) o la varianza del logaritmo (Barro y Sala-i-Martin, 2004) de la renta *per capita*.

noamericanos. A partir de ese momento, las disparidades en el nivel de renta vuelven a aumentar hasta niveles similares a los observados al principio del período.

Sin embargo, el coeficiente de variación y el resto de medidas de dispersión utilizadas tradicionalmente en los análisis de la convergencia *sigma* presentan dos importantes limitaciones. La primera es que no permiten ponderar a cada país por su población o por su renta relativa, considerando a todos los individuos de la muestra por igual. La segunda es que estos estimadores no captan la dinámica de la distribución de la renta *per capita* a nivel nacional; es decir, no proporcionan información sobre qué países son los responsables del proceso de convergencia (Quah, 1993, 1996; López-Bazo *et al.*, 1999).

Por estos motivos, un número creciente de autores comenzó a utilizar indicadores alternativos en el estudio de la *convergencia sigma*, entre los que sobresalen los índices de desigualdad personal aplicados al ámbito espacial (Theil, 1967; Bhattacharya y Mahalanobis, 1967; Bourguignon, 1979; Cowell, 1980, 1995; Duro y Esteban, 1998; Sala-i-Martin, 2006, sólo por citar algunos ejemplos). La mayor parte de los análisis sobre desigualdad espacial han utilizado indicadores *per capita* medios por unidad geográfica, de modo que el cambio producido en dicha desigualdad en un período de tiempo puede ser considerado como un proceso de convergencia o divergencia sigma.

Dada la gran cantidad de indicadores de desigualdad existentes cabría preguntarse cuáles son los más apropiados para el estudio de la desigualdad espacial. A este respecto, Shorrocks (1982a) ha enumerado una serie de axiomas o propiedades básicas, que debe cumplir cualquier medida de desigualdad: a) ser independiente de la escala del ingreso; b) ser independiente del tamaño de la población; c) cumplir con el principio de transferencia de Pigou-Dalton, esto es, cualquier transferencia de un individuo rico a uno más pobre que no invierta sus posiciones relativas, debe reducir (o al menos no aumentar) el valor del índice y viceversa; d) ser independiente de cualquier característica

**Gráfico 4.** *Convergencia sigma (coeficiente de variación del logaritmo de la renta per cápita). (1950 - 2008)*



Estimaciones del FMI para el año 2008.

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

de los individuos incluyendo el ingreso (anonimato); e) permitir la descomposición aditiva o multiplicativa en varios subconjuntos disjuntos de la distribución.

Entre los distintos índices de desigualdad existentes, los más utilizados han sido los relacionados con la curva de Lorenz, en concreto el índice de Gini<sup>8</sup>. Sin embargo, este indicador sólo satisface las cuatro primeras propiedades de Shorrocks (escala, tamaño de la población, simetría y principio de las transferencias de Pigou-Dalton), pero no la propiedad de descomposición si los grupos no son disjuntos. Si bien, algunos autores han desarrollado la descomposición de este índice (Fei *et al.*, 1978, Yitzhaki y Lherman, 1991), el significado de los componentes de descomposición no siempre es fácilmente interpretable. Otro inconveniente de este indicador es que su valoración es diferente ante cambios en la distribución de la renta en función de la parte de la distribución en la que ocurran, dando más importancia cuando las transferencias se producen en los países que están situados en el centro de la distribución, es decir, aquellos que tienen rentas similares a la media regional.

Sin embargo, la familia de índices de *entropía generalizada* (GE) satisface los cinco axiomas previamente mencionados. La ecuación general del índice GE ponderado por la población relativa es la siguiente:

$$GE(\beta) = \frac{1}{\beta(\beta-1)} \left[ \sum_{i=1}^n p_i \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^\beta - 1 \right] \text{ para } \beta \neq 0,1 \quad (2)$$

donde  $n$  es el número total de individuos de la muestra o, dicho de otra forma, la población total de todas las agrupaciones,  $y_i$  es el ingreso de cada individuo (renta *per capita*),  $i=(1, 2, \dots, n)$  son los individuos o agrupaciones,  $\mu = \sum p_i y_i$  es la media aritmética de los ingresos de la distribución, y  $p_i = n_i/n$  es la frecuencia relativa o población relativa (el porcentaje de población de cada agrupación).

Los posibles valores de GE varían entre 0 (equidistribución) e  $\infty$  (máxima desigualdad).  $\beta$  es un parámetro que muestra la aversión de la sociedad a la desigualdad, permitiendo dar un mayor peso a distintas partes de la distribución de rentas. Para valores bajos de  $\beta$  ( $\beta=0$ ), el índice es más sensible (da más importancia) a cambios producidos en la cola inferior de la distribución (rentas más bajas); mientras que para valores altos ( $\beta=2$ ), el GE es más sensible a cambios en la cola superior (Shorrocks, 1980). Cuando  $\beta=1$  se da igual peso en toda la distribución.

Después de transformar la ecuación (2) por la regla de L'Hopital, las medidas de GE con  $\beta=0$ ,  $\beta=1$  y  $\beta=2$  se convierten en los distintos índices de desigualdad de Theil (1967). De este modo, el límite de GE cuando  $\beta \rightarrow 0$  se convierte en el índice de Theil (0) o desviación media del logaritmo (MLD) cuya expresión es:

$$GE_0(y) = \sum_{i=1}^n p_i \log \left( \frac{\mu}{y_i} \right) \quad (3)$$

<sup>8</sup>  $IG = \frac{1}{2n^2 \mu} \sum_i \sum_j |y_i - y_j| = \frac{1}{2\mu} \sum_i \sum_j p_i p_j |y_i - y_j|$ , donde  $\mu = \frac{\sum y_i}{n}$  es la media aritmética de los ingresos de la distribución.

que toma el valor 0 cuando existe igualdad perfecta, pero que no está definida para distribuciones cuya renta *per capita* es cero.

Cuando  $\beta \rightarrow 1$ , el límite de GE se convierte en el índice Theil (1) o índice Hirschman-Herfindahl:

$$GE_1(y) = \sum_{i=1}^n p_i \frac{y_i}{\mu} \log \left( \frac{y_i}{\mu} \right) \quad (4)$$

que varía entre 0 (igualdad perfecta) y  $-\log p_i$  (máxima desigualdad, cuando el individuo o la agrupación  $i$  acapara todo el volumen de renta).  $y_i/\mu$  sería la pendiente de la curva de Lorenz en el percentil correspondiente al nivel de renta *per capita*  $y_i$ .

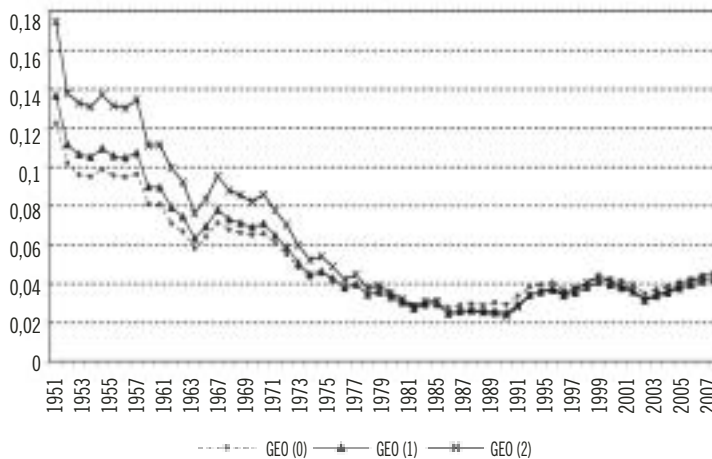
Cuando  $\beta \rightarrow 2$ , el límite de GE se convierte en el índice Theil (2) o  $1/2$  del coeficiente de variación de Pearson al cuadrado:

$$GE_2(y) = \frac{1}{2} CV(y)^2 = \frac{1}{2} \frac{\text{var}(y)}{\mu^2} = \frac{1}{2\mu^2} \sum_{i=1}^n p_i (y_i - \mu)^2 \quad (5)$$

A partir de estos indicadores ponderados por la población relativa, se ha analizado nuevamente el proceso de convergencia sigma de los países de América Latina, obteniendo los siguientes resultados.

Al igual que en el gráfico anterior, se comprueba un claro proceso de *convergencia sigma* entre los países de América Latina desde 1950 hasta inicios de la década de 1980, momento a partir del cual parece estancarse dicho proceso (véase **Gráfico 5**). Desde 1990, se observa un aumento discreto en las disparidades en la distribución de la renta *per capita* entre los países de la región. Otro aspecto que cabe señalar es que hasta 1980

**Gráfico 5.** Convergencia sigma (índices de Entropía Generalizada del logaritmo de la renta per capita) (1951-2008)



Estimaciones del FMI para el año 2008.

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

se aprecia una mayor concentración en el nivel de renta *per capita* entre los países más pobres y una mayor dispersión entre los más ricos [ $GE_0(y) < GE_2(y)$ ], puesto que cada uno de los índices GE otorga un peso distinto a los países según en qué parte de la distribución de rentas se encuentran. Este comportamiento no se evidencia al final del período.

Con el objeto de profundizar en el análisis de la dinámica de la desigualdad de la renta en la región, se estudió la contribución de cada país al índice global de desigualdad, teniendo en cuenta que el índice GE se calcula por agregación, ponderada por la población relativa, de las desviaciones en renta relativa individual. La descomposición se realiza a partir del índice  $GE_0(y)$  por su mayor simplicidad, considerando los siguientes aspectos. Primero, los países con mayor población relativa y mayores desviaciones de renta *per capita* respecto a la media regional son los que más contribuyen a este índice. A medida que estos países convergen hacia la renta media, su contribución al índice tiende a cero. Segundo, aquellos países cuya renta *per capita* se sitúa por encima de la media de la región, tendrán valores negativos en el índice y viceversa.

Teniendo en cuenta estos comentarios, a continuación se presenta la aportación individual de los países de América Latina al índice  $GE_0(y)$ , agrupados según su pertenencia a un acuerdo de integración comercial (MERCOSUR con Chile, CAN con Venezuela y SICA con México), bajo el supuesto de que la mayor interdependencia económica dentro de cada grupo puede haber contribuido a una disminución en las disparidades en renta entre sus miembros (véase **Gráfico 6**)<sup>9</sup>.

Respecto al grupo del MERCOSUR, se puede detectar un claro proceso de *convergencia sigma* gracias casi exclusivamente a la concentración en renta producida por Brasil y Argentina. A partir de 1990, Argentina y Chile muestran una cierta tendencia a la concentración en niveles superiores a la media regional, mientras que Brasil y Paraguay lo hacen en niveles ligeramente inferiores.

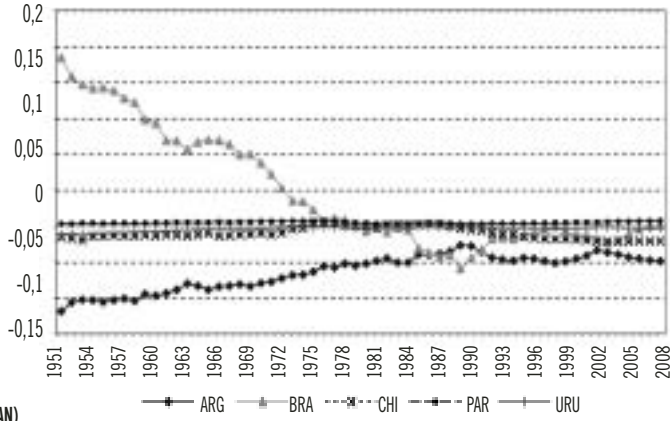
El segundo grupo, formado por los países de la CAN, parece converger hacia un estado estacionario ubicado ligeramente por debajo de la media regional. A nivel individual, Ecuador y Bolivia han tenido comportamientos muy similares con tendencia a alejarse de la media regional hacia posiciones inferiores, al igual que Perú hasta 1987, debido a la grave crisis económica que enfrentó el país durante el primer mandato de Alan García (1985-1990), aunque desde inicios de la década de 1990 presenta una clara tendencia convergente con Ecuador y Bolivia. Colombia, que había experimentado tasas de crecimiento inferiores y divergentes con el resto de países del grupo hasta 1977, cambia de tendencia a partir de ese momento, acercándose progresivamente hacia el resto de países de la CAN. Finalmente, Venezuela ha mostrado un constante acercamiento desde la cola superior de la distribución de ingresos hacia el grupo de países de la CAN hasta 2003, momento a partir del cual cambia de tendencia, volviendo a alejarse del grupo.

Con relación al tercer grupo, formado por los países de centro América y México, existe un comportamiento más disperso aunque cabe resaltar una tendencia a la concentración

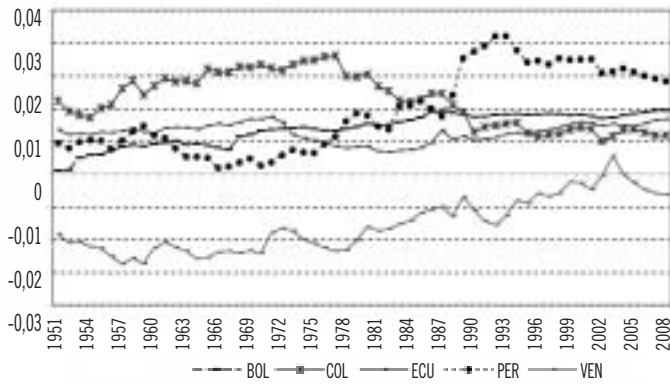
<sup>9</sup> Vilaseca (1994) considera que la integración económica modifica la estructura comercial de los países que se asocian, lo que a su vez modifica la distribución del mercado de trabajo. El resultado es un proceso paulatino de desarrollo económico y social que disminuye la desigualdad entre economías y sociedades.

Gráfico 6. Contribución por países al índice GEO (1950-2008)

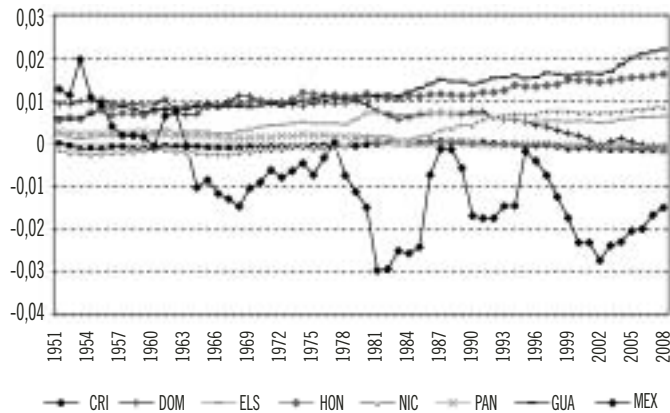
Grupo 1 (MERCOSUR)



Grupo 2 (CAN)



Grupo 3 (SICA)



Estimaciones del FMI para el año 2008.

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

entre Costa Rica, Panamá, República Dominicana y, en menor medida, México hacia posiciones ligeramente superiores a la media latinoamericana; El Salvador y Nicaragua lo hacen hacia posiciones inferiores a la media, al igual que sucede con Honduras y Guatemala.

#### 4. Factores determinantes de la persistencia en las disparidades en el nivel de renta *per capita* en América Latina

Diversos autores han tratado de detectar los factores responsables de la persistencia en las disparidades en el nivel de ingresos entre los países de América Latina. Ferranti *et al.* (2003) o Batthyány *et al.* (2004) han realizado estudios exhaustivos sobre la pobreza y la desigualdad en la región enfocándose en indicadores de desigualdad personal. Ambos autores reconocen que se trata de un fenómeno multidimensional que está afectado por diversos factores. A nivel espacial, Elías (2001) llega a la conclusión de que existe disminución en las disparidades en el nivel de renta *per capita* entre 1960 y 1975 gracias al factor productivo trabajo, excluyendo el capital y la productividad. González (2005), utilizando coeficientes de variación, demuestra que existe aumento en las disparidades entre los países del MERCOSUR entre 1991 y 2000 cuando las variables utilizadas son el PIB *per capita* y la tasa de empleo. Sin embargo, encuentra convergencia cuando las variables elegidas son el gasto en protección social y la inversión en capital físico y humano, evidenciando el papel del sector público como factor determinante de la disminución de la desigualdad en la región. En este sentido, Cáceres (2007) demuestra la existencia de convergencia entre los países de América Latina en sus indicadores de desarrollo humano, gracias principalmente a la disminución en las desigualdades en educación y salud. Morley (2001) descompone el índice de Theil en siete países de América Latina (1985-1997), llegando a la conclusión de que los factores más importantes de la persistencia en la desigualdad en la región son las diferencias en los niveles de educación y las diferencias en salarios entre ocupaciones. Sin embargo, la edad y el sexo no parecen ser fuentes de desigualdad. Otros autores han vinculado la liberalización comercial al desarrollo económico con resultados diversos (Londoño y Székely 1998, Londoño 2002).

En el presente trabajo, se busca determinar la influencia de los acuerdos de integración económicos entre los países de América Latina, en la persistencia de la desigualdad en el nivel de renta observado en la región, utilizando una de las propiedades más importantes de los índices de desigualdad, su descomposición en conjuntos disjuntos.

Las primeras descomposiciones de los índices de desigualdad fueron desarrolladas en los trabajos de Theil (1967), Bhattacharya y Mahalanobis (1967), Pyatt (1976), Bourguignon (1979), Cowell (1980), Shorrocks (1982a, 1982b, 1984, 1999), Silber (1989), Yitzhaki y Lherman (1991) o Morley (2001). Las descomposiciones pueden ser aditivas o multiplicativas, por fuentes de renta o por subgrupos de población. Por otra parte, la mayor parte de las descomposiciones realizadas en la literatura han sido aplicadas a datos transversales o de sección cruzada, tratándose por tanto de descomposiciones estáticas, y sólo en algunos casos se han realizado descomposiciones dinámicas aplicadas a series temporales (Mookherjee y Shorrocks, 1982). El desarrollo de los distintos tipos de descomposición supera el objetivo de este artículo, pero se puede encontrar información detallada en Goerlich (1998) y Shorrocks (1999).

En este trabajo se aplica una descomposición aditiva, por grupos de población, en dos componentes homogéneos, exhaustivos y mutuamente excluyentes empleada frecuentemente en la literatura sobre *convergencia sigma* para analizar qué parte de la desigualdad total es atribuible a cada agregado: el componente *inter-grupos* (o *between*,  $I_b$ ), que mide la desigualdad entre los distintos grupos de países considerados tomando como referencia la renta *per capita* media de cada grupo; y el componente *intra-grupos* (o *within*,  $I_w$ ), que mide la desigualdad dentro de cada grupo.

De acuerdo a Cowell y Jenkins (1995) los componentes *intra* e *inter-grupos* están relacionados con el índice agregado de desigualdad de la siguiente forma:  $I_b + I_w = I$ . En este caso, se dice que el índice de desigualdad es aditivamente descomponible *en sentido débil*. En términos generales, si se divide la población en  $g$  subpoblaciones o grupos, cada una de tamaño  $n_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, g$ ,  $\sum_i n_i = n$ , la distribución de la renta se puede expresar como un vector de rentas de cada una de las poblaciones, por lo que la descomposición del índice general sería:

$$I(y) = \sum_g w_g I(y_g) + I_s(y) \quad (6)$$

donde  $w_g$  son las ponderaciones por población relativa o por renta relativa de los índices de desigualdad dentro de cada uno de los grupos.

A su vez, el índice  $I_b(y)$  puede ser descompuesto en nuevos componentes aditivos en sentido débil.

Entre el amplio abanico de índices de desigualdad, el índice de Gini (IG), en general, no es descomponible del modo que señalamos anteriormente ya que:  $IG \geq$  componente *Inter-grupos* + componente *intra-grupos* (Zagier, 1983), debido a la existencia de un tercer componente residual, llamado *componente de solapamiento*, que contabiliza los individuos que pertenecen a un grupo pero que tienen rentas que pertenecen a otro grupo (Milanovic, 2006). Sólo cuando todas las rentas de un subgrupo son inferiores a todas las rentas de otro subgrupo, el índice de Gini es descomponible aditivamente (Pyatt 1976, Silber 1989, Dagum 1997).

Por el contrario, la familia de índices de entropía generalizada siempre son descomponibles en sentido débil. Shorrocks y Wan (2004), presentan un resumen de los resultados obtenidos por diversos estudios, señalando algunas dificultades de interpretación en las descomposiciones del índice de entropía generalizada (GE) cuando la aversión a la desigualdad es distinta de cero ( $\beta \neq 0$ ).

La descomposición aditiva *inter-grupos-intra-grupos* del índice  $GE_0(y)$  presenta la siguiente forma:

$$GE_0(y) = GE_0(y_1, y_2, \dots, y_n) = \sum_g p_g GE_0(y_g) + \sum_g p_g \log \left( \frac{\mu}{\mu_g} \right) = W + B \quad (7)$$

donde  $W$  representa la desigualdad dentro de cada grupo con:

$$GE_0(y_g) = \sum_{i \in N_g} \left( \frac{n_i}{n_g} \right) \log \left( \frac{\mu_g}{y_i} \right) \quad (8)$$



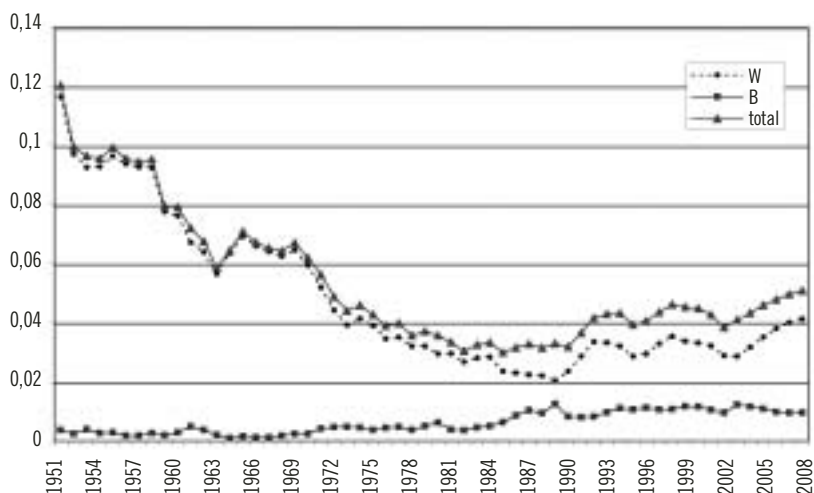
y  $B$  representa la desigualdad entre grupos, obtenida al sustituir el ingreso de cada país dentro del grupo por el ingreso medio de su respectivo subgrupo<sup>10</sup>.

La mayor parte de los análisis realizados coinciden, con independencia de la variable utilizada, en que la contribución del componente  $W$  a la explicación de la desigualdad es muy elevada en comparación con  $B$ , excepto cuando la agrupación se realiza atendiendo a unidades territoriales (provincias, regiones o países) o a la población urbana y rural, en cuyo caso el componente  $B$  es el principal.

Aplicando la propiedad de descomposición aditiva por grupos de población a las tres agrupaciones de países latinoamericanos consideradas previamente nos permitirá determinar si la persistencia evidenciada en las desigualdades de renta en América Latina es debida al comportamiento de los países al interior de cada agrupación o a diferencias entre agrupaciones.

Como se puede apreciar en el **Gráfico 7**, el componente  $W$ , a diferencia de los resultados obtenidos por otros estudios a nivel internacional, ha sido el que más ha contribuido a explicar el proceso de *convergencia sigma* en América Latina, con una fuerte tendencia a la concentración entre los países al interior de cada uno de los grupos hasta finales de la década de 1980<sup>11</sup>. El componente  $B$  ha tenido un efecto prácticamente residual aunque desde mediados de 1980 aumenta su contribución con una tendencia a la dispersión, afectando negativamente al índice agregado. A partir de 2003 se produce un nuevo cambio de tendencia, hacia la concentración entre los tres grupos de países y hacia la dispersión al interior de cada grupo.

**Gráfico 7.** Evolución de los componentes intra-grupo e inter-grupo del índice GEO (1951-2008)



Estimaciones del FMI para el año 2008.

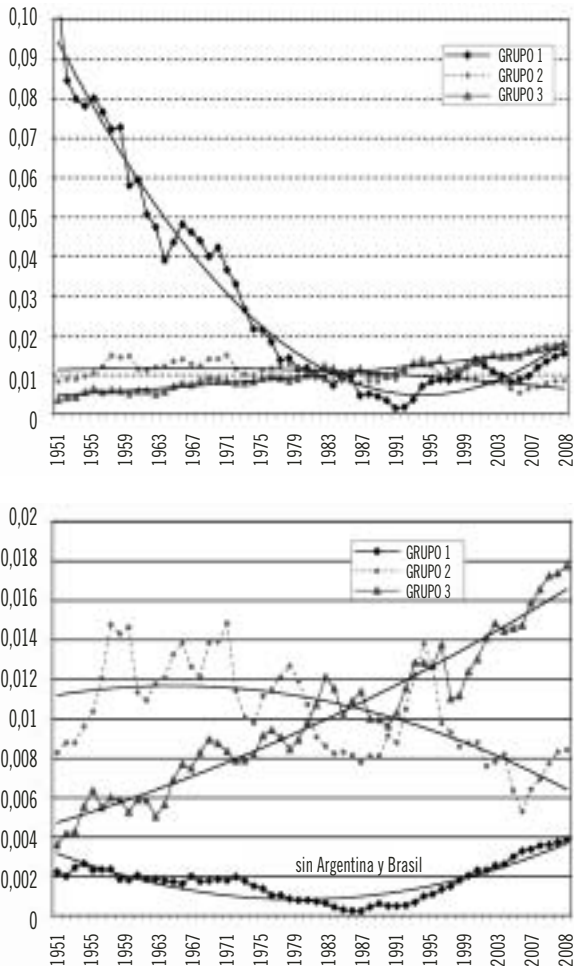
Fuente: Penn World Table 6.2 y World Economic Outlook del FMI.

<sup>10</sup> Shorrocks y Wan (2004) señalan los distintos valores que puede tener el componente *inter-grupos* (B).

<sup>11</sup> Morley (2001) descompone el índice de Theil en subgrupos aditivos de población basados en su educación, localización, ocupación, edad y sexo, siendo el componente *inter-grupos* el más importante.

La contribución individual al componente *intra-grupos* se presenta en el **Gráfico 8**. Los países que forman parte del grupo uno (MERCOSUR con Chile) son los principales responsables del proceso de convergencia en América Latina hasta la segunda mitad de 1970. Este comportamiento, como se pudo observar en el **Gráfico 6**, se justifica por la fuerte convergencia experimentada por Brasil y Argentina, lo que además podría explicar el elevado peso del componente *intra-grupos* observado en el **Gráfico 7**. Al eliminar estos dos países del grupo uno, el **Gráfico 8** (derecha) muestra una tendencia mucho más discreta a la con-

**Gráfico 8.** Desagregación del componente intra-grupos y líneas de tendencia (1951-2008)



Estimaciones del FMI para el año 2008.

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

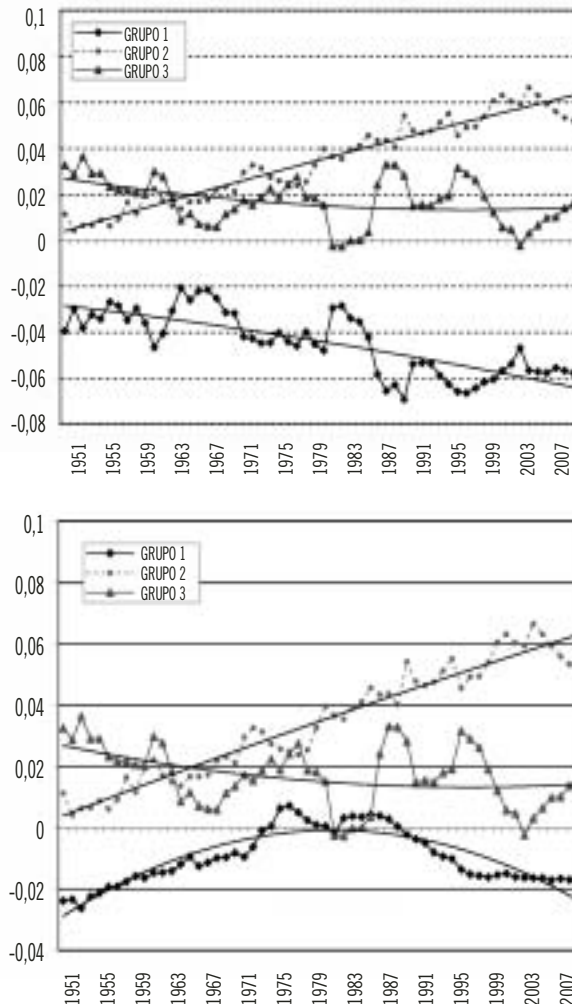
Nota: junto con los resultados de la descomposición intra-grupos se presentan las líneas de tendencia polinomial (orden 2) de cada serie.

## Evolución de las disparidades espaciales en América Latina. 1950-2008

centración hasta 1985<sup>12</sup>. Los países de la CAN han experimentado una concentración más discreta en sus niveles de renta con fuertes fluctuaciones a corto plazo. Finalmente, los países de Centroamérica con México presentan un constante aumento en la dispersión.

Con relación al componente *inter-grupos*, en el **Gráfico 9** se comprueba que el grupo SICA es el único que ha tenido una tendencia convergente, aunque altamente volátil a

**Gráfico 9.** Desagregación del componente inter-grupos y líneas de tendencia (1951-2008)



Estimaciones del FMI para el año 2008.

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

Nota: junto con los resultados de la descomposición inter-grupos se presentan las líneas de tendencia polinomial (orden 2) de cada serie.

<sup>12</sup> Para calcular la línea de tendencia de cada una de las participaciones de los países al índice *intra-grupo*, se ha considerado una distribución polinomial de grado dos aunque en el grupo de los países el ajuste es del 42%.

corto plazo, hacia la renta *per capita* media de América Latina, principalmente hasta mediados de 1980<sup>13</sup>. Los grupos MERCOSUR y CAN mantuvieron evoluciones claramente divergentes, el primero hacia cotas superiores en la distribución del ingreso mientras que el segundo lo hizo hacia cotas inferiores. Otro aspecto interesante que se observa en el **Gráfico 9** es que si bien entre los grupos uno y tres parece existir una correlación positiva a largo plazo con cierta tendencia divergente, a corto plazo muestran una correlación inversa, donde movimientos convergentes del grupo tres como los sucedidos entre 1977 y 1982 o entre 1995 y 2002 coinciden con movimientos divergentes del primer grupo y viceversa. Al eliminar del análisis a Argentina y Brasil, el grupo uno muestra una clara tendencia a la convergencia con el grupo tres hasta finales de la década de 1980.

Los diversos ejercicios de descomposición realizados revelan la presencia de comportamientos individuales diferenciados que determinan la evolución temporal de las disparidades en renta *per capita* entre los países latinoamericanos. Ello pone en evidencia la posible existencia de factores endógenos en los distintos grupos de países, que hacen dudar de las conclusiones de los modelos neoclásicos y abren la puerta a la intervención pública como un posible factor determinante de dicha evolución.

## 5. Conclusiones

El principal objetivo del presente trabajo ha sido estudiar la evolución de las disparidades en el nivel de ingresos *per capita* entre los países de América Latina durante el período 1950-2008, a partir de análisis de *convergencia sigma*. Dado que los indicadores de dispersión tradicionales utilizados en este tipo de estudios, como el coeficiente de variación, presentaban evidentes limitaciones a la hora de explicar la dinámica y los factores responsables de dicho proceso, se optó por utilizar medidas provenientes del estudio de la desigualdad personal, específicamente, la familia de índices de *entropía generalizada*. Los resultados obtenidos muestran un claro proceso de convergencia en renta *per capita* entre los países de la región entre 1950 y 1985, gracias principalmente a una menor dispersión entre los países más pobres. A partir de 1990, el proceso de convergencia se estanca e incluso se revierte.

Con el fin de determinar si la pertenencia a un acuerdo de integración regional podría ser el factor responsable de dicho proceso se ha desarrollado empíricamente la propiedad de descomposición de los indicadores de desigualdad utilizados, estudiando, en primer lugar, la contribución de cada país al índice global GE agrupándolos en 3 conjuntos disjuntos (MERCOSUR, CAN y SICA). Los resultados muestran una tendencia a la concentración hacia niveles superiores a la media regional de los países del MERCOSUR con Chile, gracias principalmente a la concentración experimentada por Argentina y Brasil hacia la media del grupo. Los países de la CAN convergieron discretamente aunque hacia posiciones inferiores a la media regional, excepto Venezuela desde 2003. Finalmente, el grupo de países de centro América con México pareció exhibir una evolución más dispersa.

<sup>13</sup> La línea de tendencia que se muestra en cada una de las participaciones de los grupos al índice *inter-grupo*, pertenece a una distribución polinomial de grado dos aunque en el grupo tres el ajuste es del 16%.

Estos resultados ponen en evidencia la necesidad de profundizar en los procesos de integración económica regionales, en particular entre países de la CAN y SICA, como un medio para lograr una mayor convergencia regional, teniendo en cuenta que los países de MERCOSUR, fueron los principales responsables de la disminución en las disparidades en renta *per capita* en Latinoamérica, siendo quizás su estrategia de «regionalismo abierto» el factor determinante de dicho proceso, al crear una mayor interdependencia económica entre los países miembros. Este aspecto, así como otros posibles factores, **deben** ser estudiado en futuras investigaciones. En concreto sería útil analizar los determinantes del comercio entre los países de la zona, como la proximidad geográfica, el tamaño de sus economías, el nivel económico, la eliminación efectiva de barreras, la complementariedad de los productos exportados o la especialización exportadora, a través de *modelos de gravedad aumentados*, de modo que los resultados obtenidos permitan focalizar los esfuerzos de política comercial. También creemos necesario analizar la influencia de los Tratados de Libre Comercio firmados bilateralmente entre países latinoamericanos y Estados Unidos ya que, en nuestra opinión, podría ser un elemento de divergencia, o el impacto de la creación del Banco de Sur como el precursor de una política de desarrollo regional, siendo éste un factor de convergencia.

## 6. Referencias

- ABRAMOVITZ, M. (1986), «Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind», *Journal of Economic History*, 46 (2), págs. 385-406.
- ABRAMOVITZ, M. (1994), «Catch-up and Convergence in the Postward Growth Boom and After», en WILLIAM *et al.* (Eds.), *Convergence and Productivity*, Oxford Univ. Press, Nueva York, págs. 86-125.
- BARRO, R. J. y SALA-I-MARTIN, X. (1992), «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100 (2), págs. 407-443.
- BATTHYÁNY K., CABRERA M., MACADAR D. (2004), «La pobreza y la desigualdad en América Latina», *Cuadernos ocasionales* 4, Social Watch, INSTITUTO DEL TERCER MUNDO, Uruguay.
- BHATTACHARYA, N. y MAHALANOBIS, B. (1967), «Regional Disparities in Household Consumption in India», *Journal of The American Statistical Association* 62, págs. 143-161.
- BOURGUIGNON, F. (1979), «Decomposable Income Inequality Measures», *Econometrica*, 47, págs. 901-920.
- CÁCERES, L. R. (2007), «Convergencia de los Índices de Desarrollo Humano de los países de América Latina», *Revista Latinoamericana de Desarrollo humano*, 38, noviembre, págs. 1-8.
- COWELL, F. A. (1980), «On the Structure of Additive Inequality Measures», *Review of Economic Studies*, 47, págs. 521-531.
- COWELL, F. A. (1995), *Measuring Inequality*, 2nd Edition, LSE Handbooks in Economics, Prentice Hall, London. (1st Edition 1977, Phillip Alan Publiserhs Limited, Londres).
- COWELL, F. A. y JENKINS, S. P. (1995), «How much inequality can we explain? A methodology and an application to the USA», *Economic Journal*, 105, págs. 421-431.
- CUERVO GONZÁLEZ L. M. (2003), «Evolución reciente de las disparidades económicas territoriales en América Latina: estado del arte, recomendaciones de política y perspectivas de investigación», *Serie Gestión Pública*, 41, CEPAL.
- DAGUM, C. (1997), «A New Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio», *Empirical Economics*, 22, págs. 515-531.
- DOLLAR D. y KRAAY A (2002), «Growth is good for the poor». *Journal of Economic Growth*, 7, págs. 195-225.
- DOLLAR, D. y WOLFF E. (1988), «Convergence of Labor Productivity Among Advanced Economies», *Review of Economics and Statistics*, 70, págs. 549-558.
- DOLLAR, D. y WOLFF E. (1993), *Competitiveness, Convergence and International Specialization*, Cambridge: MIT Press.
- DOWRICK, S. y NGUYEN D. (1989), «OECD Comparative Economic Growth 1950-85: Catch Up and Convergence», *American Economic Review*, 79 (5), págs. 1010-1030.
- DURO, J. A. y ESTEBAN, J. (1998), «Factor decomposition of cross-country income inequality, 1960-1990», *Economics Letters*, 60, págs. 269-275.
- ELÍAS, V. J. (2001), «Convergencia económica en América Latina: 1690-1995», en Mancha T. y Sotelsek D. *Convergencia económica e integración. La experiencia en Europa y América*, Madrid, Editorial Pirámide.

- FEI, J., RANIS, G. y KUO, S. (1978), «Growth and the family distribution of income by factor components», *Quarterly Journal of Economics*, 92, págs. 17-53.
- FERRANTI, D., PERRY G. E., FERREIRA F. H. G. y WALTON M. (2003), *Desigualdad en América Latina y el Caribe: ¿ruptura con la historia?*, Estudios del Banco Mundial sobre América Latina y el Caribe, Banco Mundial.
- GOERLICH, F. J. (1998), *Desigualdad, diversidad y convergencia: (algunos) instrumentos de medida*, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. Valencia.
- GONZÁLEZ SÁNCHEZ, V. M. (2005), La cohesión económica y social en el Mercosur como objetivo de la integración, *XIX Reunión anual ASEPELT*, Badajoz.
- HESTON, A., SUMMERS, R. y ATEN, B. (2006), *Penn World Table Version 6.2*, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, septiembre 2006.
- KALDOR N. (1956), «Alternative theories of distribution», *Review of Economic Studies*, 23, págs. 83-100.
- KUZNETS S. (1955), «Economic growth and income inequality», *American Economic Review*, 45 (1), págs. 1-28.
- LEWIS W. (1954), «Economic development with unlimited supplies of labour», *Manchester School*, 22, págs. 139-191.
- LONDOÑO, J. L. (2002), «Comercio, recursos y desigualdad en América Latina», *Revista de la CEPAL*, 78, págs. 25-38.
- LONDOÑO, J. L. y M. SZÉKELY (1998), «Sorpresas distributivas después de una década de reformas», *Pensamiento iberoamericano, número extraordinario*, Madrid, Agencia Española de Cooperación Internacional.
- LÓPEZ-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), págs. 343-370.
- MILANOVIC, B. (2006), *La era de las desigualdades. Dimensiones de la desigualdad internacional y global*, Fundación SISTEMA, Madrid.
- MOOKHERJEE, D. y SHORROCKS, A. (1982), «A decomposition analysis of the trend in UK income inequality», *Economic Journal*, 92, págs. 886-902.
- MORLEY, S. (2001), *The Income Distribution Problem in Latin America and the Caribbean*, LC/G.2127-P, Santiago de Chile, CEPAL.
- PYATT, G. (1976), «On the Interpretation and Dissaggregation of Gini Coefficients», *The Economic Journal*, 86, págs. 243-254.
- QUAH, D. T. (1993): «Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis», *Scandinavian Journal of Economics*, 95 (4), págs. 427-443.
- QUAH, D. T. (1996), «Empirics for Economic Growth and Convergence», *European Economic Review*, 40, págs. 1353-1375.
- SALA-I-MARTIN, X. (1996a), «The classical approach to convergence analysis», *Economic Journal*, 106, págs. 1019-1036.
- SALA-I-MARTIN, X. (1996b), «Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence», *European Economic Review, Elsevier*, 40 (6), págs. 1325-1352.
- SALA-I-MARTIN, X. (2006), «The World Distribution of Income: Falling Poverty and... Convergence, Period», *Quarterly Journal of Economics*, 121 (2), págs. 351-397.
- SHORROCKS, A. F. (1980), «The Class of Additively Decomposable Inequality Measures», *Econometrica*, 48, págs. 613-625.
- SHORROCKS, A. F. (1982a), «Inequality decomposition by factor components», *Econometrica*, 50, págs. 193-211.
- SHORROCKS, A. F. (1982b), «The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes», *Quarterly Journal of Economics*, 98, págs. 311-26.
- SHORROCKS, A. F. (1984), «Inequality decomposition by population subgroups», *Econometrica*, 52, págs. 1369-1386.
- SHORROCKS, A. F. (1999), *Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value*, Wivenhoe Park: University of Essex y Institute for Fiscal Studies. Mimeo.
- SHORROCKS, A. y WAN, G. (2004), *A Simple Method for Generating Income Data from Lorenz Coordinates*, World Institute for Development Economics Research, United Nations University: Helsinki, Finland. Mimeo.
- SILBER, J. (1989), «Factor Components, Population Subgroups and the Computation of the Gini Index of Inequality», *Review of Economics y Statistics*, 71, págs. 107-125.
- SOLOW, R. M. (1956), «A Contribution to the Theory of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics*, 70 (1), págs. 65-94.
- THEIL, H. (1967), *Economics and Information Theory*, North Holland, Amsterdam.
- VILASECA REQUENA, J. (1994), «La integración económica y sus efectos en el desarrollo económico. Comparación de los procesos latinoamericanos y la Comunidad Europea», *El Trimestre Económico*, 243, Vol. LXI (3), México, págs. 467-498.
- VON THÜNEN, J. (1826), *The Isolated State*, London: Pergamon.
- WEBER, A. (1909), *Theory of the Location of Industries*, University of Chicago Press. Chicago
- YITZHAKI, S. y LHERMAN, R. I. (1991), «Income Stratification and Income Inequality», *Review of Income y Wealth*, 37 (3), págs. 313-329.
- ZAGIER, D. (1983), «On the decomposability of the Gini coefficient and other indices of inequality», *Discussion Paper*, 108. Projektgruppe Theoretische Modelle. Universität Bonn.